

**Volkswirtschaftliche Schriften**

---

**Heft 496**

**Positive Theorien  
der öffentlichen Verschuldung  
unter rationalen Erwartungen**

**Von**

**Oliver D. Perschau**



**Duncker & Humblot · Berlin**

OLIVER D. PERSCHAU

**Positive Theorien der öffentlichen Verschuldung  
unter rationalen Erwartungen**



# Volkswirtschaftliche Schriften

Begründet von Prof. Dr. Dr. h. c. J. Broermann †

Heft 496

# Positive Theorien der öffentlichen Verschuldung unter rationalen Erwartungen

Von

Oliver D. Perschau



Duncker & Humblot · Berlin



Die Deutsche Bibliothek – CIP-Einheitsaufnahme

**Perschau, Oliver Dirk:**

Positive Theorien der öffentlichen Verschuldung unter rationalen Erwartungen / von Oliver D. Perschau. – Berlin : Duncker und Humblot, 1999

(Volkswirtschaftliche Schriften ; H. 496)

Zugl.: Berlin, Techn. Univ., Diss., 1997

ISBN 3-428-09599-5

D 83

Alle Rechte vorbehalten


© 1999 Duncker & Humblot GmbH, Berlin

Fotoprint: Berliner Buchdruckerei Union GmbH, Berlin

Printed in Germany

ISSN 0505-9372

ISBN 3-428-09599-5

Gedruckt auf alterungsbeständigem (säurefreiem) Papier  
entsprechend ISO 9706 

DOI <https://doi.org/10.3790/978-3-428-49599-3>

»Mit dem Idol der Sicherheit, auch der graduellen, fällt eines der schwersten Hemmnisse auf dem Weg der Forschung; hemmend nicht nur für die Kühnheit der Fragestellung, hemmend auch oft für die Strenge und Ehrlichkeit der Nachprüfung. Der Ehrgeiz, recht zu behalten, verrät ein Mißverständnis: nicht der *Besitz* von Wissen, von unumstößlichen Wahrheiten macht den Wissenschaftler, sondern das rücksichtslos kritische, das unablässige *Suchen* nach Wahrheit.«

Karl R. Popper (1994, S. 225)





## Vorwort

Die vorliegende Arbeit wurde im Sommer 1997 vom Fachbereich »Wirtschaft und Management« der Technischen Universität Berlin als Dissertation angenommen. Den beiden Gutachtern im Promotionsverfahren, Prof. Dr. Charles B. Blankart und Prof. Dr. Wolfgang Cezanne, bin ich zu besonderem Dank verpflichtet. Prof. Dr. Charles B. Blankart hat diese Arbeit während der zurückliegenden Jahre durch seine Diskussionsbereitschaft, durch vielfältige Anregungen und kritische Bemerkungen aktiv unterstützt wie gefördert; vor allem die Erkenntnis der nicht nur marktlichen Relevanz des ökonomischen Verhaltensmodelles zur Analyse wie Lösung ökonomischer Probleme habe ich ihm zu verdanken. Prof. Dr. Wolfgang Cezanne hat durch seinen Rat und seine konstruktive Kritik zum Gelingen der Arbeit wesentlich beigetragen.

Eine zentrale Rolle beim Gelingen dieser Arbeit kommt meinen beiden Kollegen Dipl.-Volkswirt Nikolaus Pfeffer jr. und Dr. Thomas Wein zu. Dr. Thomas Wein hat mir in der Anfangsphase bei der Erarbeitung der zentralen Fragestellung durch seine Diskussionsbereitschaft hilfreiche Unterstützung zukommen lassen, mich in meiner Vorgehensweise ermuntert und darüber hinaus Teile dieser Arbeit gelesen und kommentiert. Dipl.-Volkswirt Nikolaus Pfeffer jr. hat durch seine Diskussionsbereitschaft, seine äußerst kritischen Kommentare sowie insbesondere durch seine stringente Argumentation auf der Basis des neoklassischen Paradigmas erheblichen Anteil am Entstehensprozeß.

Hilfreiche Kommentare und Verbesserungsvorschläge haben sich infolge meines Vortrages im volkswirtschaftlichem Kolloquium an der Universität Lüneburg ergeben; besonders hervorheben möchte ich die Kommentare der Professoren Dr. Robert H. Linde, Dr. Joachim Wagner und Dr. Helmut Gschwendtner sowie die Anregungen von Dr. Thomas Wein. Den Professoren Dr. Helmut Bester, Dr. Klaus Jaeger und Dr. Kai A. Konrad danke ich für die Möglichkeit des Vortrages im Rahmen ihres Wirtschaftstheoretischen Seminars an der Freien Universität Berlin. Die äußerst interessante wie motivierende Diskussion mit den Teilnehmern des Wirtschaftstheoretischen Seminars – zu nennen sind insbesondere Prof. Dr. Kai A. Konrad sowie die Doktoren Franz Hubert und Dieter Nautz – lieferte viele konstruktive Hinweise und Anregungen.



Ich danke dem Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung (DIW) – insbesondere Dr. Hansjörg Haas, Frau Barbara Meisner sowie Herrn Detlef Haby – für die Bereitstellung der ökonomischen Zeitreihen. Teile der Endfassung dieser Arbeit wurden dankenswerterweise von Frau Karola Bach und Frau Inge Buchwald aufmerksam durchgegangen und mit konstruktiven Vorschlägen in bezug auf sprachliche Schwachstellen versehen.

Alle verbleibenden Unzulänglichkeiten und Fehler sind gleichwohl nur mir allein anzulasten.

Berlin, im Herbst 1998

*Oliver D. Perschau*

# Inhaltsverzeichnis

|  |    |
|--|----|
| <b>A. Problemstellung</b> .....  | 21 |
| <b>B. Rationale Erwartungen, Staatsschulden als Ponzi-Spiel und die intertemporale Budgetbeschränkung</b> .....            | 29 |
| I. Rationale Erwartungen als Element der ökonomischen Analyse des individuellen Verhaltens .....                           | 31 |
| II. Die staatliche Budgetbeschränkung, schuldenarithmetische Grundzusammenhänge und Grenzen der Verschuldung .....         | 40 |
| III. Überlappende Generationen, das Ponzi-Spiel und die intertemporale Budgetbeschränkung .....                            | 50 |
| 1. Ansätze überlappender Generationen und die Gültigkeit der intertemporalen Budgetbeschränkung .....                      | 52 |
| a) Staatsschuldverschreibungen als wohlfahrtssteigerndes Instrument in einer dynamisch ineffizienten Volkswirtschaft ..... | 53 |
| b) Intergenerationelle Nutzenfunktionen und dynamisch effiziente Volkswirtschaften .....                                   | 56 |
| aa) Das Modell von Barro (1974) und die Ricardianische Äquivalenz .....  | 57 |
| bb) Intergenerationelle Nutzenfunktionen und wirksame Erbschaften .....  | 59 |
| c) Optimierende Individuen und das Ponzi-Spiel .....   | 66 |
| aa) Der Ricardianische Ansatz permanenter Budgetdefizite von McCallum (1984) .....   | 66 |
| bb) Optimierende Individuen und Ponzi-Spiele .....   | 69 |
| d) Zusammenfassung: Intergenerationelle Nutzenfunktionen und Budgetdefizite .....  | 71 |
| 2. Überlappende Generationen, dynamische Effizienz und eine Volkswirtschaft mit Land .....                                 | 72 |
| 3. Endogene Wachstumstheorie und das Ponzi-Spiel .....   | 74 |
| 4. Anforderungen an die intertemporale Budgetbeschränkung in einer stochastischen Modellwelt .....                         | 76 |
| 5. Zusammenfassung: Ponzi-Spiel versus intertemporale Budgetbeschränkung .....   | 80 |



|  |     |
|--|-----|
| IV. Empirische Ansätze zur Überprüfung der Gültigkeit der intertemporalen Budgetbeschränkung .....                                   | 83  |
| 1. Stationäre Budgetdefizite als Voraussetzung für die Gültigkeit der intertemporalen Budgetbeschränkung .....                       | 83  |
| 2. Empirische Untersuchungen auf der Basis der Kointegration fiskalischer Variablen .....  | 87  |
| 3. Die intertemporale Budgetbeschränkung und der Vektorautoregressive Ansatz .....   | 91  |
| 4. Zusammenfassung und Ausblick auf weitere Ansätze .....  | 92  |
| V. Zusammenfassung: Rationale Erwartungen und die »No-Ponzi-Game«-Bedingung .....  | 94  |
| <br>C. Wohlwollende Politiker und die »Tax-Smoothing«-Hypothese optimaler Budgetdefizite .....                                       | 97  |
| I. Theoretische Ansätze optimaler Budgetdefizite auf der Basis der »Tax-Smoothing«-Hypothese .....                                   | 99  |
| 1. Dynamische optimale Besteuerung und »Tax-Smoothing-over-Time«-Ansätze .....   | 102 |
| a) Ableitung optimaler Budgetdefizite für eine »Perfect-Foresight«-Welt .....  | 103 |
| aa) Intertemporale Verlustfunktion, konstante Steuersätze und optimale Budgetdefizite .....  | 105 |
| bb) Berücksichtigung exogener Veränderungen des Preisniveaus .....   | 112 |
| cc) Implikationen der »Tax-Smoothing«-Hypothese .....  | 115 |
| b) Ableitung optimaler Budgetdefizite für eine stochastische Welt .....  | 118 |
| c) Zusammenfassung und Implikationen .....   | 123 |
| 2. Kapital und Basisgeld als weitere Anknüpfungspunkte der dynamischen optimalen Besteuerung .....                                   | 127 |
| a) Physisches Kapital und die optimale Kapital(einkommens)besteuerung .....  | 127 |
| b) Optimale staatliche Einnahmen unter Berücksichtigung von Basisgeld .....  | 135 |
| c) Erkenntnisse und Implikationen der »Tax-Smoothing-across-State-of-Nature«-Ansätze .....   | 145 |
| 3. Der »Tax-Smoothing«-Ansatz zur Erklärung der Entwicklung der Budgetdefizite auf der Basis wohlfahrtsmaximierender Politiker ..... | 148 |
| II. Empirische Ansätze zur Überprüfung der »Tax-Smoothing«-Hypothese optimaler Budgetdefizite .....                                  | 150 |
| 1. Optimale Budgetdefizite und Steuersätze .....   | 151 |

|           |   |            |
|-----------|---|------------|
| a)        | Strukturelle Determination der Budgetdefizite .....   | 151        |
| b)        | Die »Random-Walk«-Hypothese der Steuersätze .....   | 158        |
| 2.        | Exkurs: Optimale Steuern und »Seigniorage« auf Basis von »Revenue-Smoothing«-Ansätzen .....                           | 164        |
| 3.        | Intertemporale Budgetbeschränkung und optimale Budgetdefizite .....   | 168        |
| 4.        | Zusammenfassung der empirischen Ergebnisse zur wohlfahrtsökonomischen »Tax-Smoothing«-Hypothese .....                 | 171        |
| III.      | Dynamische Inkonsistenz optimaler Pläne und optimale Budgetdefizite auf der Basis der »Tax-Smoothing«-Hypothese ..... | 173        |
| IV.       | Zusammenfassung und Schlußfolgerungen zur »Tax-Smoothing«-Hypothese .....   | 181        |
| <b>D.</b> | <b>Eigennützige Politiker und politökonomische Theorien der öffentlichen Verschuldung .....</b>                       | <b>185</b> |
| I.        | Das Verhalten von Wählern und Politikern aus politökonomischer Sicht .....  | 187        |
| 1.        | Erklärung des Wählerverhaltens .....  | 188        |
| 2.        | Politische Unternehmer, Nutzenfunktionen und Restriktionen .....  | 191        |
| 3.        | Zusammenfassung der grundlegenden Überlegungen zur politökonomischen Sicht .....                                      | 198        |
| II.       | Theoretische politökonomische Ansätze zur Erklärung der Budgetdefizite .....  | 199        |
| 1.        | Budgetdefizite als Instrument der Machterhaltung .....  | 200        |
| a)        | Die Keynesische Revolution und die politische Ökonomie der öffentlichen Verschuldung .....                            | 200        |
| b)        | Rationale Erwartungen, asymmetrische Informationen und Budgetdefizite .....   | 204        |
| 2.        | Zeitinkonsistente Präferenzen und die Beschränkung des politischen Gegners durch Budgetdefizite .....                 | 206        |
| a)        | Politische Festlegung des Niveaus der staatlichen Ausgaben .....  | 208        |
| b)        | Politische Festlegung der Zusammensetzung der staatlichen Ausgaben durch den Medianwähler .....                       | 211        |
| aa)       | Die Zusammensetzung der staatlichen Ausgaben bei gegebener Finanzierungsstruktur .....                                | 212        |
| bb)       | Simultane Bestimmung der Finanzierungsstruktur und der Staatsausgabenzusammensetzung ..                               | 214        |
| c)        | Umverteilung durch Budgetdefizite und die Bedeutung intergenerationeller Beziehungen .....                            | 219        |

|      |  |     |
|------|--|-----|
| d)   | Politische Unternehmer, offene Volkswirtschaften und die internationale Koordination der Fiskalpolitik . . . . | 224 |
| 3.   | Einsatz politisch motivierter Budgetdefizite in einer Ricardianischen Welt . . . . .                           | 227 |
| a)   | Erbschaftsbeschränkungen und Budgetdefizite als Instrument der Umverteilung . . . . .                          | 227 |
| b)   | Ideologische Parteien und ideologisch motivierte Budgetdefizite . . . . .                                      | 231 |
| 4.   | Interessengruppen und die repräsentative Demokratie . . . .  | 235 |
| a)   | Der Einfluß von Interessengruppen auf die öffentliche Verschuldung . . . . .                                   | 235 |
| b)   | Budgetdefizite als Instrument zur Erhaltung des status quo und Koalitionsregierungen . . . . .                 | 238 |
| 5.   | Institutionelle Regeln und der Handlungsspielraum der politischen Unternehmer . . . . .                        | 242 |
| a)   | Die Auswirkungen von (Verfassungs-)Regeln auf das Verhalten der politischen Unternehmer . . . . .              | 242 |
| b)   | Institutionelle Regelungen für die öffentliche Kreditaufnahme . . . . .  | 247 |
| c)   | Institutionelle Regeln, das Budgetverfahren und Budgetdefizite . . . . .                                       | 250 |
| 6.   | Zusammenfassung der Erkenntnisse zur politökonomischen Erklärung von Budgetdefiziten . . . . .                 | 253 |
| III. | Ökonometrische Ansätze zur politökonomischen Determination der Budgetdefizite . . . . .                        | 256 |
| 1.   | Budgetdefizite und Ansätze des politischen Konjunkturzyklusses . . . . .                                       | 257 |
| a)   | Budgetdefizite zur Machtsicherung der amtierenden Parteien . . . . .   | 257 |
| b)   | Der Einfluß der Ideologie auf die Budgetdefizite . . . .   | 260 |
| 2.   | Machtverteilung und politische Instabilität als Determinanten der öffentlichen Verschuldung . . . . .          | 263 |
| a)   | Die Relevanz des Regierungssystems . . . . .   | 263 |
| b)   | Determination der Budgetdefizite durch die politische Stabilität und die Regierungsform . . . . .              | 267 |
| 3.   | Der Einfluß von Interessengruppen und älteren Stimmbürgern . . . . .   | 268 |
| 4.   | Institutionelle Regeln, der Handlungsspielraum der politischen Unternehmer und Budgetdefizite . . . . .        | 271 |
| a)   | Die öffentliche Verschuldung, der Medianwähleransatz und institutionelle Unterschiede . . . . .                | 271 |

|     |  |     |
|-----|--|-----|
| b)  | Formale fiskalische Regeln, das Budgetverfahren und Budgetdefizite .....                                     | 273 |
| 5.  | Ergebnisse der empirischen Ansätze zur politökonomischen Modellierung der Budgetdefizite .....               | 277 |
| IV. | Zusammenfassung: Eigennützige politische Unternehmer, Restriktionen und Budgetdefizite .....                 | 279 |
| E.  | <b>Ökonometrische Analyse von positiven Theorien der öffentlichen Verschuldung</b> .....                     | 283 |
| I.  | Grundlegende Konzepte der Zeitreihenanalyse .....  | 285 |
| 1.  | Stochastische Prozesse, integrierte Prozesse und die Anforderung der Stationarität .....                     | 285 |
| 2.  | Der ARIMA-Ansatz von Box und Jenkins (1970) .....  | 289 |
| 3.  | Überprüfung der Stationaritätsannahme unter Verwendung von Tests auf Einheitswurzeln .....                   | 297 |
| a)  | Tests auf reale Einheitswurzeln .....  | 298 |
| b)  | Die saisonale Struktur von Zeitreihen und komplexe saisonale Einheitswurzeln .....                           | 303 |
| 4.  | Das Konzept der Kointegration .....  | 307 |
| 5.  | Der Vektorautoregressive (VAR) Ansatz .....  | 310 |
| II. | Ökonometrische Analyse der »Tax-Smoothing«-Hypothese ....  | 313 |
| 1.  | Der ökonometrische Ansatz von Huang und Lin (1993) ...   | 313 |
| a)  | Grundlagen der ökonometrischen Analyse .....   | 314 |
| b)  | Der VAR-Ansatz und die Ableitung von »Cross-Equation«-Restriktionen .....                                    | 318 |
| aa) | Modellansatz auf der Basis von nicht kointegrierten Zeitreihen .....   | 319 |
| bb) | Modellansatz auf der Basis von kointegrierten Zeitreihen .....   | 321 |
| c)  | Die »Tax-Smoothing«-Hypothese als positive Theorie der Budgetdefizite .....                                  | 323 |
| 2.  | Empirische Implementierung der »Tax-Smoothing«-Hypothese für die Bundesrepublik Deutschland .....            | 325 |
| a)  | Beschreibung des Datensatzes, statistische Kenngrößen und die Modellierung der stochastischen Prozesse ..... | 327 |
| aa) | Beschreibung des Datensatzes und Generierung der Zeitreihen .....  | 327 |
| bb) | Momente der Zeitreihen und saisonale Komponenten .....   | 329 |

|      |  |     |
|------|--|-----|
| cc)  | Modellierung der stochastischen Prozesse der ökonomischen Zeitreihen .....   | 335 |
| dd)  | Generierung der Budgetdefizite im Sinne des Ansatzes von Huang und Lin (1993) .....  | 342 |
| b)   | Stationaritätsüberprüfung der verwendeten Zeitreihen .....   | 348 |
| aa)  | Integration der Zeitreihen auf der Basis der ARIMA-Modellierung .....  | 349 |
| bb)  | Überprüfung der Zeitreihen auf Einheitswurzeln .....   | 350 |
| cc)  | Überprüfung der Zeitreihen auf saisonale Integration .....   | 358 |
| dd)  | Zusammenfassung der Ergebnisse zur Stationaritätsüberprüfung .....   | 364 |
| c)   | Test auf eine langfristige Gleichgewichtsbeziehung zwischen den ökonomischen Variablen .....   | 365 |
| d)   | Überprüfung der »Tax-Smoothing«-Hypothese durch den Vektorautoregressiven Ansatz .....   | 369 |
| aa)  | Modellselektion und Teststatistiken zur Evaluation des VAR-Modelles: Abwesenheit einer langfristigen Gleichgewichtsbeziehung .....   | 370 |
| bb)  | Modellselektion und Teststatistiken zur Evaluation des VAR-Modelles: Unterstellung einer langfristigen Gleichgewichtsbeziehung ..... | 376 |
| cc)  | Zusammenfassung der Ergebnisse zur Überprüfung der »Tax-Smoothing«-Hypothese .....   | 378 |
| 3.   | Ergebnisse der empirischen Analyse auf der Basis des »Tax-Smoothing«-Ansatzes und Folgerungen .....                                  | 378 |
| III. | Ökonometrische Analyse auf der Basis politökonomischer Motive der politischen Unternehmer .....                                      | 381 |
| 1.   | Eigennutzorientierte politische Entscheidungsträger und politökonomische Einflußvariablen .....                                      | 383 |
| 2.   | Statistische Charakteristika der politökonomischen Zeitreihen .....  | 390 |
| 3.   | Ökonometrische Analyse auf der Basis des politökonomischen Ansatzes .....  | 391 |
| a)   | Politökonomische Modellierung und Verfahren der Zeitreihenanalyse .....  | 391 |
| b)   | Bivariate Erklärung der dynamischen Entwicklung der Budgetdefizite .....   | 396 |
| aa)  | Bivariate Erklärung unter Verwendung des Ansatzes der Interventionsanalyse .....   | 397 |
| bb)  | Bivariate Erklärung unter Verwendung des »Transfer-Function-Noise«-Ansatzes .....  | 402 |

|  |            |
|--|------------|
| cc) Zusammenfassung der empirischen Ergebnisse einer bivariaten Analyse der Budgetdefizite .....                         | 411        |
| c) Multivariate Erklärung der Budgetdefizite unter Berücksichtigung politökonomischer Variablen .....                    | 416        |
| 4. Ergebnisse der empirischen Analyse auf der Basis des politökonomischen Ansatzes und Folgerungen .....                 | 417        |
| IV. Ökonometrische Analyse wohlfahrts- und politökonomischer Motive von Budgetdefiziten .....                            | 421        |
| 1. Modellierung eines wohlfahrtsökonomischen Ansatzes auf der Basis der »Tax-Smoothing«-Hypothese .....                  | 421        |
| 2. Multivariate Analyse der Budgetdefizite unter Verwendung wohlfahrtsökonomischer und politökonomischer Variablen ..... | 426        |
| 3. Zusammenfassung der Ergebnisse auf der Basis des kombinierten Ansatzes .....  | 431        |
| V. Ergebnisse der ökonometrischen Analyse und Beurteilung der positiven Theorien .....                                   | 432        |
| <b>F. Zusammenfassung und wirtschaftspolitische Schlußfolgerungen .....</b>  | <b>437</b> |
| I. Positive Theorien der öffentlichen Verschuldung .....   | 438        |
| II. Ergebnisse der empirischen Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland .....                                     | 442        |
| III. Wirtschaftspolitische und konstitutionelle Schlußfolgerungen aus politökonomischer Sicht .....                      | 446        |
| <b>Literaturverzeichnis .....</b>  | <b>451</b> |
| <b>Definition der Variablen und Quellen .....</b>  | <b>481</b> |
| I. Wohlfahrtsökonomische Variablen .....   | 481        |
| II. Politökonomische Variablen .....   | 482        |
| <b>Sachwortregister .....</b>  | <b>485</b> |



## Tabellenverzeichnis

|      |   |     |
|------|---|-----|
| E.1  | Test auf saisonale Einheitswurzeln: Filter und Frequenzen .....   | 306 |
| E.2  | Definition und Transformation der Variablen für den »Tax-Smoothing«-Ansatz .....  | 328 |
| E.3  | Lage- und Streuungsparameter der verwendeten Zeitreihen .....   | 329 |
| E.4  | Lage- und Streuungsparameter unter Berücksichtigung der saisonalen Komponente .....   | 331 |
| E.5  | Ökonomische Zeitreihenvariablen und saisonale Dummies (1) ...   | 332 |
| E.6  | Ökonomische Zeitreihenvariablen und saisonale Dummies (2) ...   | 333 |
| E.7  | Univariate Modellierung des Outputs »lnProdN« durch den ARIMA-Ansatz .....  | 336 |
| E.8  | Univariate Modellierung der Steuereinnahmen »lnTaxBd« durch den ARIMA-Ansatz .....  | 338 |
| E.9  | Univariate Modellierung der staatlichen Ausgaben »lnAusBdI« durch den ARIMA-Ansatz .....  | 340 |
| E.10 | Univariate Modellierung der langfristigen realen Zinsen »KapZins« durch den ARIMA-Ansatz .....  | 341 |
| E.11 | Berechnung des $\Omega$ - und des $\rho$ -Wertes für unterschiedliche Zeiträume   | 343 |
| E.12 | Lage- und Streuungsparameter der Budgetdefizite »deficit« unter Beachtung unterschiedlicher $\Omega$ -Werte .....   | 344 |
| E.13 | Lage- und Streuungsparameter unter Berücksichtigung der saisonalen Komponente für die Budgetdefizite »deficit« bei Verwendung verschiedener $\Omega$ -Werte ..... | 345 |
| E.14 | Budgetdefizite »deficit« unter Berücksichtigung unterschiedlicher $\Omega$ -Werte und saisonale Dummies .....   | 346 |
| E.15 | Univariate Modellierung der Budgetdefizite »deficit« durch den ARIMA-Ansatz .....   | 347 |
| E.16 | $Z_t^{DF}$ -Test und Test auf deterministischen Zeittrend .....   | 354 |
| E.17 | Dickey-Fuller-Test auf Einheitswurzeln .....  | 356 |
| E.18 | Phillips-Perron-Tests auf Einheitswurzeln .....   | 357 |
| E.19 | Tests auf saisonale Einheitswurzeln für die Variable »deficit« ...  | 360 |
| E.20 | Tests auf saisonale Einheitswurzeln für die Variable »lnAusBdI« .   | 361 |
| E.21 | Tests auf saisonale Einheitswurzeln für die Variable »lnProdN« ..   | 362 |
| E.22 | Schätzung des kointegrierenden Vektors und Test auf Kointegration [Variable »lnProdN«] .....  | 367 |

|      |  |     |
|------|--|-----|
| E.23 | Schätzung des kointegrierenden Vektors und Test auf Kointegration [Variable »lnAusBdI«] .....                            | 368 |
| E.24 | Bestimmung der optimalen Laglänge der VAR-Modelle unter Verwendung der »Likelihood-Ratio« (1) .....                      | 372 |
| E.25 | Charakteristika und statistische Kennzahlen der VAR-Modelle (1) .....  | 374 |
| E.26 | Überprüfung der »Tax-Smoothing«-Hypothese (1): Test der »Cross-Equation«-Restriktionen .....                             | 375 |
| E.27 | Bestimmung der optimalen Laglänge der VAR-Modelle unter Verwendung der »Likelihood-Ratio« (2) .....                      | 376 |
| E.28 | Charakteristika und statistische Kennzahlen der VAR-Modelle (2) .....  | 377 |
| E.29 | Überprüfung der »Tax-Smoothing«-Hypothese (2): Test der »Cross-Equation«-Restriktionen .....                             | 379 |
| E.30 | Definition der politökonomischen Variablen und deren Kodierung .....   | 389 |
| E.31 | Statistische Kenngrößen der politökonomischen Variablen .....  | 390 |
| E.32 | Bivariate Analyse unter Verwendung der politökonomischen Variablen »IdeoBund« .....                                      | 398 |
| E.33 | Bivariate Analyse unter Verwendung der politökonomischen Variablen »IdeoRat« .....                                       | 399 |
| E.34 | Bivariate Analyse unter Verwendung der politökonomischen Variablen »Kongr« .....   | 400 |
| E.35 | Bivariate Analyse unter Verwendung der politökonomischen Variablen »DtVer« .....   | 401 |
| E.36 | Univariate Modellierung der Regierungspopularität »GovPop« ...   | 403 |
| E.37 | Univariate Modellierung des Popularitätsüberschusses »PopDiff« .....   | 404 |
| E.38 | Bivariate Analyse unter Verwendung der politökonomischen Variablen »GovPop« (1) .....                                    | 406 |
| E.39 | Bivariate Analyse unter Verwendung der politökonomischen Variablen »GovPop« (2) .....                                    | 407 |
| E.40 | Bivariate Analyse unter Verwendung der politökonomischen Variablen »PopDiff« (1) .....                                   | 409 |
| E.41 | Bivariate Analyse unter Verwendung der politökonomischen Variablen »PopDiff« (2) .....                                   | 410 |
| E.42 | Bivariate Analyse unter Verwendung des Popularitätsüberschusses »PopDiff« und der Wahltermine zum Bundestag (1) .....    | 412 |
| E.43 | Bivariate Analyse unter Verwendung des Popularitätsüberschusses »PopDiff« und der Wahltermine zum Bundestag (2) .....    | 413 |
| E.44 | Bivariate Analyse unter Verwendung des Popularitätsüberschusses »PopDiff« und der Wahltermine zu den Landtagen (1) ..... | 414 |
| E.45 | Bivariate Analyse unter Verwendung des Popularitätsüberschusses »PopDiff« und der Wahltermine zu den Landtagen (2) ..... | 415 |

|      |   |     |
|------|---|-----|
| E.46 | Multivariate Analyse der Budgetdefizite unter Berücksichtigung politökonomischer Variablen (1) .....    | 417 |
| E.47 | Multivariate Analyse der Budgetdefizite unter Berücksichtigung politökonomischer Variablen (2) .....    | 418 |
| E.48 | Multivariate Analyse der Budgetdefizite unter Berücksichtigung politökonomischer Variablen (3) .....    | 420 |
| E.49 | Bivariate Analyse unter Verwendung der staatlichen Ausgaben ..  | 423 |
| E.50 | Bivariate Analyse unter Verwendung des aggregierten Outputs ..  | 424 |
| E.51 | Multivariate Analyse der Budgetdefizite auf Basis des wohlfahrts-ökonomischen Ansatzes .....            | 425 |
| E.52 | Multivariate Analyse der Budgetdefizite auf Basis wohlfahrts- und politökonomischer Variablen (1) ..... | 428 |
| E.53 | Multivariate Analyse der Budgetdefizite auf Basis wohlfahrts- und politökonomischer Variablen (2) ..... | 429 |
| E.54 | Multivariate Analyse der Budgetdefizite auf Basis wohlfahrts- und politökonomischer Variablen (3) ..... | 430 |
| E.55 | Erklärungs- und Prognosegüte der verschiedenen positiven Ansätze  | 435 |

## Abkürzungsverzeichnis

|              |   |
|--------------|---|
| Abs.         | Absatz  |
| ACF          | Autocorrelation-Function  |
| ADF          | Augmented-Dickey-Fuller   |
| AIC          | Akaike's Information Criterion                                    |
| AR           | Autoregressive  |
| ARIMA        | Autoregressive-Integrated-Moving-Average                          |
| ARMA         | Autoregressive-Moving-Average                                     |
| bzw.         | beziehungsweise   |
| Cov          | Kovarianz-Funktion  |
| DF           | Dickey-Fuller   |
| d. h.        | das heißt   |
| DW           | Durbin-Watson   |
| $E(\cdot)$   | Erwartungswert  |
| e. g.        | exempli gratia  |
| et al.       | et aliud  |
| etc.         | et cetera   |
| ELRE         | Exact-Linear-Rational-Expectations                                |
| FAZ          | Frankfurter Allgemeine Zeitung                                    |
| GBD          | Gesetzgebungs- und Beratungsdienst beim Niedersächsischen Landtag |
| log          | logarithmus naturalis   |
| GG           | Grundgesetz   |
| GNP          | Gross-National-Product  |
| Hrsg.        | Herausgeber   |
| i. e.        | id est  |
| i. e. S.     | im engeren Sinne  |
| IID          | identical and independent distributed                             |
| $INT(\cdot)$ | Integer-Funktion  |
| Konst        | Konstante   |
| LRE          | Linear-Rational-Expectations                                      |
| MA           | Moving-Average  |
| MAD          | Moving-Average-Darstellung  |
| MRS          | Marginal-Rate-of-Substitution                                     |
| Nr.          | Nummer  |
| NZZ          | Neue Züricher Zeitung   |
| OECD         | Organization of Economic Cooperation and Development              |
| PACF         | Partial-Autocorrelation-Function                                  |
| PIH          | Permanent-Income-Hypothesis                                       |
| Prob         | Probability   |

|          |   |
|----------|---|
| REH      | Rational-Expectations-Hypothesis                              |
| RMSE     | Root-Mean-Square-Error  |
| S.       | Seite(n)  |
| SACF     | Sample-Autocorrelation-Function                               |
| SCCF     | Sample-Cross-Correlation-Function                             |
| SPACF    | Sample-Partial-Autocorrelation-Function                       |
| TSH      | Tax-Smoothing-Hypothesis                                      |
| u. a. O. | und andere Orte   |
| v.       | von   |
| VAR      | Vektorautoregression  |
| Var      | Varianz   |
| vgl.     | vergleiche  |
| WBBMF    | Wissenschaftlicher Beirat beim Bundesministerium der Finanzen |

## A. Problemstellung

Seit Beginn der 80er Jahre sind die meisten westlichen Industrienationen durch zunehmende und anhaltende Budgetdefizite, die sich in einer entsprechenden Erhöhung der öffentlichen Verschuldung widerspiegeln, gekennzeichnet.<sup>1</sup> Vor allem die Vereinigten Staaten von Amerika und die Bundesrepublik Deutschland sind von dieser Entwicklung betroffen; letztere noch verstärkt infolge der öffentlichen Kreditaufnahme für Transferzahlungen in die neuen Bundesländer. Für die Bundesrepublik Deutschland lassen sich als charakteristische Kennzahlen für diese Entwicklung anführen: Das Finanzierungssaldo (die Differenz zwischen den Einnahmen und den Ausgaben) des öffentlichen Gesamthaushaltes betrug im Jahre 1987 ca. 37,8 Mrd. DM. Seitdem nahm es regelmäßig zu und beläuft sich nunmehr auf ca. 122,7 Mrd. DM (Stand 1995). Die Staatsschuldenquote (der Anteil des Bestands an öffentlichen Schulden am Bruttosozialprodukt) stieg innerhalb des Zeitraumes 1987 bis 1995 von 42,8% auf 58%. Damit belaufen sich die öffentlichen Schulden auf den Betrag von 2.007,2 Mrd. DM (Stand 1995). Die Zinszahlungen sind von 57,8 Mrd. DM (Stand 1987) mittlerweile auf 130,3 Mrd. DM angewachsen (Stand 1995). Damit wird ein beträchtlicher Teil des staatlichen Gesamthaushaltes alleine für die aus der öffentlichen Verschuldung erwachsenden Zinsverpflichtungen aufgewendet; die Zinslastquote (der Anteil der Zinsleistungen an den Gesamtausgaben) betrug ca. 6,1% im Jahre 1987 und beläuft sich nunmehr auf 7,4%. Daneben ist aber auch die Staatsquote (Anteil der Staatsausgaben am Bruttosozialprodukt) in den letzten Jahren wieder kräftig von 46,9% (1987) auf 50,8% (1995) gestiegen. Zusätzlich nahm die Abgabenbelastung mit Steuern und Sozialbeiträgen trotz des Einsatzes von Budgetdefiziten zu:

---

<sup>1</sup> Prinzipiell sind Budgetdefizite das Resultat von staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter und Transfers, die über dem Betrag der regulären Steuereinnahmen liegen. (Unter Kollektivgütern sollen durchgängig in der nachfolgenden Betrachtung alle durch den staatlichen Sektor bereitgestellten Güter verstanden werden.) Budgetdefizite können demnach über den Kapitalmarkt und/oder direkt durch die Zentralbank finanziert werden (siehe hierzu die Ausführungen im Abschnitt B.II). Letztere Finanzierungsquelle ist für die Bundesrepublik Deutschland weitgehend irrelevant [vgl. Gandenberger (1990)]. Aus diesem Grunde sollen nachfolgend die Begriffe Budgetdefizit (Haushaltsdefizit) und Nettoneuverschuldung synonym behandelt werden.



Während die relative Abgabenbelastung 1987 noch 41,6% betrug, beläuft sie sich nunmehr auf 43,8%.<sup>2</sup>

Angesichts der gegenwärtigen Situation – und der zu vermutenden Fortführung bezüglich der staatlichen Ausgaben sowie der damit verbundenen Finanzierung(ssstruktur) – stellt sich die Frage, ob entweder

1. die in der Vergangenheit zu beobachtende Entwicklung der öffentlichen Verschuldung und die dafür verantwortlichen Budgetentscheidungen für einen beliebig langen Zeitraum aufrechterhalten werden können – und damit einer Perpetuierung unterliegen – oder
2. das Erfordernis nach einschneidenden Veränderungen der Haushaltsentscheidungen in absehbarer Zukunft besteht, die beispielsweise Ausgabenkürzungen oder Steuererhöhungen umfassen könnten.

Im Mittelpunkt der Alternative 1 stehen die Bedingungen, unter denen die Realisierung von permanenten Budgetdefiziten möglich sind. Eine permanent anwachsende öffentliche Neuverschuldung hat in diesem Kontext zur Folge, daß sich die aus der öffentlichen Verschuldung erwachsenden Zinsverpflichtungen einfach durch die Emission von weiteren Staatsschuldverschreibungen – im Sinne einer »Rolling-Over«-Strategie – finanzieren lassen. Permanente Defizite üben in dieser Situation keine schädlichen Wirkungen (beispielsweise in Form von Verringerungen der staatlichen Ausgaben oder Steuererhöhungen) auf die nachfolgenden Generationen aus. Die anwachsende öffentliche Verschuldung ist daher mit keinen negativen Konsequenzen verbunden, so daß wirtschaftspolitisch *kein* Handlungsbedarf, der sich in ökonomischen Anpassungsmaßnahmen artikuliert, besteht. Zu klären ist, unter welchen ökonomischen Bedingungen dieser Sachverhalt, der auch als Ponzi-Spiel bezeichnet wird, vorliegt und welcher empirische Stellenwert ihm zukommt. Sollte dahingegen die Alternative 2 die Realität widerspiegeln, besteht ein Zwang, die in naher Zukunft nicht mehr tragfähige weitere Realisierung von Budgetdefiziten durch »schmerzhaft« Maßnahmen (zum Beispiel Ausgabenkürzungen oder Steuererhöhungen) einzuschränken. Das heißt, die in früheren Perioden getätigten staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter, die durch öffentliche Kreditaufnahme finanziert wurden, gehen zu Lasten nachfolgender Generationen. Diese sind mit den »Kosten« der öffentlichen Verschuldung belastet, da ein beträchtlicher Teil der staatlichen Gesamtausgaben zukünftig für Zinsleistungen verwen-

---

<sup>2</sup> Siehe für die statistischen Angaben bezüglich der Entwicklung der staatlichen Finanzen in der Bundesrepublik Deutschland Caesar (1989), Schlesinger et al. (1993, S. 2/3 und 8–21), Boss (1994) sowie Cezanne und Maennig (1994).

det werden muß.<sup>3</sup> Bei dieser Alternative 2 ist die öffentliche Verschuldung insofern langfristig begrenzt, da sich weder die Steuern beliebig erhöhen noch die staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter beliebig verringern lassen. In dieser Welt sind Defizite allenfalls temporäre Instrumente, die zur kurzfristigen Finanzierung dienen. Generell gilt in diesem Kontext, daß die auf die Gegenwart diskontierten staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter (plus ein anfänglicher Bestand an Staatsschuldverschreibungen) durch die auf die Gegenwart diskontierten staatlichen Steuereinnahmen zu finanzieren sind. Es besteht somit intertemporal ein Ausgleich des Budgets; man spricht auch von der *intertemporalen Budgetbeschränkung*. Es existieren plausible theoretische Überlegungen, wonach der öffentliche Sektor sich *nicht* permanent – im Sinne eines Ponzi-Spieles – verschulden kann. Anders ausgedrückt: In Analogie zum privaten Sektor ist der Staat nur in der Lage, im begrenztem Ausmaße Kredite aufzunehmen. Die politischen Entscheidungsträger müssen daher angesichts der Beschränkung der staatlichen Kreditaufnahme sowie der empirisch beobachtbaren Entwicklung der öffentlichen Verschuldung früher oder später ökonomische Anpassungsmaßnahmen (d. h. Ausgabensenkungen und/oder Steuererhöhungen) in Erwägung ziehen und auch durchführen.

Sollte die *dynamische* Zunahme der öffentlichen Verschuldung in diesem Ausmaß für die Bundesrepublik Deutschland *nicht* erwünscht sein [siehe beispielsweise FAZ (1996)], stellt sich die grundsätzliche Frage, welche Möglichkeiten existieren, dieser Entwicklung Einhalt zu gebieten. Voraussetzung für eine Beantwortung der obigen Frage ist die Identifizierung der maßgeblichen Faktoren der aktuellen dynamischen Entwicklung der öffentlichen Verschuldung. Nur bei Kenntnis der wesentlichen Einflußgrößen lassen sich ursachenadäquate Instrumente und Regelungen zur frühzeitigen Beschränkung von Budgetdefiziten erarbeiten. Somit muß vor dem Einsatz von Maßnahmen zunächst Klärung geschaffen werden, welche Motive für die Realisierung von Haushaltsdefiziten verantwortlich sind; die konkreten Regelungen zur frühzeitigen Beschränkung der Budgetdefizite hängen dann ihrerseits von den Motiven ab. Nachfolgend stehen daher die

---

<sup>3</sup> Die staatlichen Gesamtausgaben setzen sich aus den staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter und Transfers sowie den Zinszahlungen zusammen. Aus der Sicht der fiskalischen Autorität sind dann folgende Anpassungsmaßnahmen denkbar: (i) Sofern die staatlichen Gesamtausgaben unverändert bleiben, verringern sich die staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter bei unveränderten Steuereinnahmen; (ii) sollten dahingegen die staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter unverändert bleiben, müssen die Steuern zunehmen, um die gestiegenen staatlichen Gesamtausgaben zu finanzieren. Daneben ist auch möglich, daß die monetäre Autorität die Verpflichtungen aus den öffentlichen Schulden durch ein inflationäres Geldmengenwachstum verringert. Allerdings hat dies durchaus neben den erwünschten »positiven« Effekten auch negative Konsequenzen [siehe die Ausführungen bei Cukierman (1992) sowie Dwyer (1982, 1985)].

Motive für die Bildung von Haushaltsdefiziten im Mittelpunkt der Analyse. Hierbei wird eine Welt von Individuen unterstellt, die aus bestehenden Handlungsalternativen (zum Beispiel in Bezug auf die Finanzierung der staatlichen Ausgaben) systematisch diejenige auswählen, die zur Maximierung ihrer Ziele beiträgt. Damit wird ein zwangsläufiger Automatismus bei der Entwicklung der öffentlichen Verschuldung ausgeschlossen und vielmehr auf den Umstand rekurriert, daß Individuen unter Beachtung *gegebener* Präferenzen (beispielsweise in Bezug auf die staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter) und *veränderbarer* Restriktionen (zum Beispiel die der staatlichen Budgetgleichung) maßgeblich für das wirtschaftliche Geschehen und damit für die realisierten Budgetdefizite verantwortlich sind. Für eine ökonomische Analyse ist von weiterer Bedeutung der von den Individuen unternommene Erwartungsbildungsprozeß bezüglich zukünftiger Ereignisse [siehe hierzu Pesaran (1987)]. Mit anderen Worten, individuelles Verhalten ist ebenfalls maßgeblich von den Erwartungen abhängig. Im Rahmen der nachfolgenden ökonomischen Untersuchung wird die Theorie *rationaler Erwartungen* verwendet.<sup>4</sup>

Entscheidend für die Finanzierungsstruktur und die Höhe der staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter sind die politisch verantwortlichen Entscheidungsträger [siehe Blankart (1994a) sowie Frey und Kirchgässner (1994)].<sup>5</sup> Die folgende *positive* Analyse erstreckt sich somit auf die von den politischen Entscheidungsträgern verfolgten Ziele und damit auf ihre individuelle Ziel- wie Nutzenfunktion sowie der Bedeutung, die in diesem Zusammenhang den Budgetdefiziten bei der Verfolgung dieser Ziele zukommt. In Hinblick auf mögliche Nutzenfunktionen der *politischen Entscheidungsträger* seien die beiden folgenden grundlegenden Erklärungsansätze unterschieden:

---

<sup>4</sup> Eine knappe Darstellung dieses Ansatzes findet sich im Abschnitt B.I sowie insbesondere bei Pesaran (1987), Sheffrin (1983) sowie bei Broze et al. (1990). Der Ansatz rationaler Erwartungen läuft darauf hinaus, daß sich die Individuen nicht *systematisch* täuschen lassen [siehe hierzu auch Kirchgässner (1991a, S. 90)]. Die Überlegungen des Ansatzes rationaler Erwartungen finden ihren Niederschlag sowohl im Rahmen der theoretischen Modellanalyse als auch bei der empirischen Überprüfung der unterschiedlichen positiven Theorien der öffentlichen Verschuldung.

<sup>5</sup> Im Rahmen der nachfolgenden Betrachtung klammere ich einen bedeutenden Teil zur Ökonomie der öffentlichen Verschuldung weitgehend aus: Hierbei handelt es sich um die *Wirkungsanalyse* der Budgetdefizite, d. h. beispielsweise die Effekte der Budgetdefizite auf die Zinsen, auf das Geldmengenwachstum (und damit den Zusammenhang zwischen Budgetdefiziten und Inflation) sowie um die Frage, inwieweit es sich bei den öffentlichen Schulden um »Net-Wealth« handelt. [Für eine Behandlung dieser Themenkomplexe sowohl von der theoretischen als auch von der empirischen Seite siehe Buiter (1985), Haliassos und Tobin (1990), Rock (1991) sowie Barro (1989a; 1990a, S. 277–368).]

1. Es sind politische Entscheidungsträger denkbar, die als perfekte Agenten der Individuen die Wohlfahrt der Gesamtgesellschaft optimieren wollen (wohlfahrtsökonomische Modellwelt). Die politischen Entscheidungsträger agieren somit wie *allwissende, wohlwollende Diktatoren*. Die uneigennützigen politischen Entscheidungsträger setzen in dieser Situation die Budgetdefizite einzig und allein zur Optimierung der Gesamtwohlfahrt ein. Somit richtet der allwissende, wohlwollende Diktator seine verfolgten Ziele und damit den Instrumenteneinsatz an den Präferenzen des politischen Souveräns, der Wahlbürger, aus. Anders betrachtet: Die Zielfunktion des allwissenden, wohlwollenden Diktators stimmt mit derjenigen der Individuen überein. Die Budgetdefizite lassen sich für diesen Fall als abhängige Funktion einiger wohlfahrtsökonomischer Variablen ansehen.
2. Eine andere Möglichkeit der Motivation des Verhaltens von politischen Entscheidungsträgern unterstellt eigennützige politische Entscheidungsträger, die das wirtschaftspolitische und damit das fiskalische Instrumentarium vor allem in den Dienst der Durchsetzung eigener Interessen stellen (politökonomische Modellwelt). Die politischen Entscheidungsträger sind somit als *politische Unternehmer* anzusehen. Diese »Public-Choice«-Sicht wendet konsequent das ökonomische Verhaltensmodell auf den politischen Bereich an [siehe Becker (1993a, S. 1–15) sowie vertiefend Kirchgässner (1991a)].<sup>6</sup> Die Interessen der politischen Unternehmer könnten sich beispielsweise an der Machterhaltung und/oder an der Realisierung ideologischer Vorstellungen orientieren. Neben wohlfahrtsökonomischen Variablen zeichnen damit politökonomische Einflußgrößen (zum Beispiel Popularität der Parteien vor den Wahlen, ideologische Ausrichtung der Regierung) verantwortlich für das langfristige Anwachsen der öffentlichen Verschuldung.

Diesen beiden positiven Sichtweisen für die Erklärung der dynamischen Entwicklung der Budgetdefizite liegen prinzipiell unterschiedliche Vorstellungen in bezug auf die Restriktionseigenschaft der individuellen Präferenzen der Stimmbürger (in Hinblick auf die Entscheidungen der politischen Unternehmer) zugrunde. In Anlehnung an Horstmann und Schneider (1994, S. 373) kann daher unterstellt werden, daß beim wohlfahrtsökonomischen Ansatz die fiskalische Autorität in den Händen der Stimmbürger

---

<sup>6</sup> Zentral für das ökonomische Verhaltensmodell ist neben dem methodologischen Individualismus und dem Rationalkalkül sowie der Eigennutzannahme die Vorstellung, das sich das Verhalten der politischen Unternehmer durch ihre gegebenen Präferenzen (unveränderbare Nutzenfunktionen) sowie durch veränderbare Restriktionen erklären läßt [siehe Kirchgässner (1991a) sowie Brennan und Buchanan (1985)].

liegt. Hingegen betont der politökonomische Ansatz die Dominanz der Präferenzen der politischen Unternehmer.

Je nach der Art der Erklärung der realisierten Budgetdefizite sind zur Vermeidung der erwähnten ökonomischen Anpassungsmaßnahmen unterschiedliche Konsequenzen verbunden:

1. Sollte die Entwicklung der öffentlichen Verschuldung durch den *wohlfahrtsökonomischen* Ansatz determiniert und damit durch die Entscheidungen uneigennütziger politischer Entscheidungsträger charakterisiert sein, ist zu folgern, daß sich die politischen Entscheidungsträger im Sinne des wohlfahrtsökonomischen Ansatzes konform verhalten. Demnach ist die Entwicklung der Budgetdefizite durch wohlfahrtsökonomische Ursachen motiviert, die eine Anpassung der Defizite in der beobachteten Weise erfordern, um die Wohlfahrt der Volkswirtschaft zu maximieren.
2. Liefert dahingegen der *politökonomische* Ansatz eine bessere Erklärung für die Entwicklung der öffentlichen Verschuldung, ergeben sich vollkommen andere Implikationen. Der Einsatz der Budgetdefizite ist unter anderem durch die herrschenden *institutionellen* beziehungsweise *konstitutionellen* Rahmenbedingungen (d. h. Regelungen und Gesetze) determiniert [siehe Brennan und Buchanan (1985) zur Bedeutung von Regeln für politische Unternehmer]. Aus ihnen folgen für die politischen Entscheidungsträger Beschränkungen, die in diesem Zusammenhang nicht stringent genug sind. Der den politischen Unternehmern zugestandene fallweise – d. h. diskretionäre – Entscheidungsspielraum ist zu großzügig ausgelegt. Durch die Verwendung von Defiziten erhalten die politischen Unternehmer ohne hinreichende Beschränkung ein Instrument zur Verfolgung eigener Ziele. Die Wirkungen dieses Instrumentes werden hingegen nicht vollkommen internalisiert. Somit besteht die Notwendigkeit der Veränderung der institutionellen Regelungen und Beschränkungen – in Hinblick auf einen erwünschten genau festgelegten Einsatz von Budgetdefiziten. Hiermit verbunden sind veränderte Anreize für die politischen Unternehmer, Defizite nicht in den Dienst der eigenen Interessen zu stellen.

Die Problemstellung wird wie folgt behandelt:

1. Im Rahmen von Kapitel B wird zunächst die Relevanz der Erwartungsbildung herausgearbeitet sowie der Ansatz rationaler Erwartungen behandelt. Im Mittelpunkt des Kapitels steht die Frage, unter welchen Bedingungen die intertemporale Budgetbeschränkung und damit die Alternativhypothese eines Ponzi-Spieles gültig ist. Ansatzpunkte die-

ser Betrachtung sind verschiedene theoretische Modelle, die Aufschluß hinsichtlich der Bedingungen liefern, unter denen die beiden potentiellen Szenarien der Entwicklung der staatlichen Budgetdefizite ihre Gültigkeit besitzen. Zusätzlich werden einige empirische Untersuchungen zu dieser Thematik besprochen.

2. Die Kapitel C und D unterstellen die Gültigkeit der intertemporalen Budgetbeschränkung und behandeln positive Theorien der Erklärung der öffentlichen Verschuldung unter rationalen Erwartungen. Kapitel C geht hierbei von wohlfahrtsökonomisch orientierten politischen Entscheidungsträgern aus, während Kapitel D eigennützige politische Unternehmer unterstellt. Gegenstand der Darstellung sind jeweils sowohl die theoretischen Ansätze als auch die diesbezüglichen empirischen Studien.
3. Kapitel E untersucht auf der Grundlage der bestehenden empirischen Studien erstmalig die Entwicklung der öffentlichen Verschuldung auf der Basis der beiden positiven Theorien für die Bundesrepublik Deutschland. In Analogie zu den vorangegangenen Kapiteln C und D steht zunächst die wohlfahrtsökonomisch motivierte Determinierung der Budgetdefizite im Vordergrund, die durch ein entsprechendes ökonometrisches Modell getestet wird. Hierauf aufbauend erfolgt eine Erweiterung des Erklärungsansatzes (sowie des ökonometrischen Modelles) durch die Einbeziehung politökonomischer Variablen. Durch die Berücksichtigung zweier Erklärungsansätze lassen sich die Möglichkeiten und Grenzen verschiedener Theorien zur Erklärung der realisierten historischen Defizite besser einschätzen.
4. Kapitel F faßt die theoretischen und empirischen Erkenntnisse zusammen. Darüber hinaus liefert dieses Kapitel einen Ausblick auf weitergehende Analysen und beschließt mit institutionellen sowie konstitutionellen Überlegungen, die sich als Konsequenz aus der empirischen Analyse der Determinanten der öffentlichen Verschuldung für die Bundesrepublik Deutschland ergeben.





## **B. Rationale Erwartungen, Staatsschulden als Ponzi-Spiel und die intertemporale Budgetbeschränkung**

Im Zusammenhang mit der sich gegenwärtig abzeichnenden Entwicklung des Wachstums der öffentlichen Schulden in der Bundesrepublik Deutschland kommt der Frage nach den ökonomischen Grenzen der öffentlichen Verschuldung eine besondere Bedeutung zu. Können die öffentlichen Schulden grenzenlos wachsen? Ist der staatliche Sektor – ähnlich wie ein privates Individuum – in seiner Fähigkeit, Kredite aufzunehmen, beschränkt? Welche Konsequenzen sind mit den Zinsverpflichtungen, die aus der Emission von Staatsschuldverschreibungen erwachsen, verbunden? Entsteht für zukünftige Generationen eine Last aus einer heutigen öffentlichen Verschuldung? Durch diese Fragen ist die intertemporale Allokation angesprochen. Prinzipiell sind zwei Szenarien zur Beantwortung der obigen Fragen denkbar:

1. Das Konzept der intertemporalen Budgetgleichung wie -beschränkung setzt den Gegenwartswert der staatlichen Steuereinnahmen den Gegenwartswert der staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter und Transfers zuzüglich dem anfänglichen Bestand an öffentlichen Schulden gleich. Daneben wird davon ausgegangen, daß die zukünftige Besteuerungskapazität – d. h. die Fähigkeit, Steuereinnahmen in zukünftigen Perioden zu erzielen – endlich und damit begrenzt ist. Aus der intertemporalen Budgetbeschränkung folgt, daß der staatliche Sektor nicht in der Lage ist, sich grenzenlos zu verschulden, da sich ein heutiges Budgetdefizit durch zukünftige Budgetüberschüsse finanzieren muß. Die zukünftigen Budgetüberschüsse wiederum sind bei gegebenen staatlichen Ausgaben durch die Besteuerungskapazität bestimmt. Allerdings besteht auch nicht die Notwendigkeit der jederzeitigen Deckung der staatlichen Ausgaben durch Steuereinnahmen. (Dieser Sachverhalt sei nachfolgend als Budgetausgleich bezeichnet.) Vielmehr können über einen längeren Zeitraum Budgetdefizite realisiert werden, die aber in späteren Perioden durch entsprechende Budgetüberschüsse zu kompensieren sind, so daß lediglich in intertemporaler Hinsicht der staatliche Haushalt ausgeglichen ist. Dieser zeitliche Freiheitsgrad bei der Verwendung von Defiziten kann unter Umständen zu äußerst drastischen ökonomischen An-

passungsmaßnahmen – im Sinne von Kürzungen der staatlichen Ausgaben und/oder Steuererhöhungen – in späteren Perioden führen. Die Überlegungen der intertemporalen Budgetbeschränkung laufen daher auf eine Entscheidung hinaus in deren Mittelpunkt »die Wahl zwischen vorübergehenden finanziellen Erleichterungen und Wohltaten einerseits und einem relativ härteren Zugriff des Fiskus oder öffentlichen Ausgabenkürzungen in der Zukunft andererseits« steht [Schlesinger et al. (1993, S. 5)].

2. Unter bestimmten Bedingungen ist der staatliche Sektor und damit der politische Entscheidungsträger nicht an die ökonomische Begrenzung der staatlichen Kreditaufnahme durch die intertemporale Budgetbeschränkung gebunden. Vielmehr wird dann der politische Unternehmer in die Lage versetzt, sich permanent – in dem Sinne der Realisierung von Budgetdefiziten in beliebiger Höhe zu jedem Zeitpunkt am Kreditmarkt – mit Liquidität für die staatlichen Ausgaben zu versorgen, so daß die Notwendigkeit ökonomischer Anpassungsmaßnahmen in Form von Ausgabenkürzungen und/oder Steuererhöhungen entfällt. Die aus der öffentlichen Verschuldung erwachsenden (Zins-) Verpflichtungen können einfach durch die Emission weiterer Staatsschuldverschreibungen finanziert werden. Nach O'Connell und Zeldes (1988, S. 431) wird »such a policy, where all principal repayments and interest are forever 'rolled over', i. e. financed by issuing new debt« als Ponzi-Spiel bezeichnet.<sup>1</sup> Aus wohlfahrtsökonomischer Sicht tritt hierdurch eine Pareto-Verbesserung ein: »The introduction of perpetually rolled over debt will never make the lending economy worse off and will in general make it better off relative to a world in which no Ponzi game is run« [O'Connell und Zeldes (1988, S. 433)]. Es bleibt zu klären, unter welchen Bedingungen solch eine wohlfahrtsverbessernde Fiskalpolitik möglich ist.

Jede individuelle Entscheidung hat bei gegebenen heutigen Rahmendaten Konsequenzen sowohl für die Gegenwart als auch für die Zukunft des Individuums in bezug auf seine Ressourcenallokation; hieraus entspringt eine Beziehung zwischen heutigen und zukünftigen Perioden sowie eine Rückwirkung der Zukunft auf heutige Entscheidungen. Damit werden beispielsweise das zukünftige Einkommen sowie zukünftige relative Preise die

---

<sup>1</sup> Das Ponzi-Spiel ist nach Charles Ponzi benannt, der in den 20er Jahren durch Kettenbriefe kurzfristig Erfolg hatte [vgl. Blanchard und Fischer (1989, S. 84, Fußnote 23)]. Im Gegensatz zu den Kettenbriefen, die ähnlich wie eine Seifenblase irgendwann platzen, wird im Zusammenhang mit dem Ponzi-Spiel auf Basis von Staatsschuldverschreibungen unterstellt, daß diese Finanzierung über eine unendliche Anzahl von Perioden möglich ist.

heutige Entscheidung eines Individuums beeinflussen [siehe Minford (1992, S. 1)]. Da die Zukunft unsicher ist, versuchen Individuen mit dieser Unsicherheit umzugehen, indem sie Erwartungen hinsichtlich der für ihre Entscheidung relevanten Ereignisse bilden. Auch die zukünftige fiskalische Entwicklung hat unter Umständen Rückwirkungen auf die Individuen, so daß sie Erwartungen in bezug auf die zukünftigen Haushaltsentscheidungen bilden. Aus diesem Grunde spielen die Erwartungen eine herausragende Rolle bei der ökonomischen Analyse der öffentlichen Schulden. Im Rahmen der sich anschließenden theoretischen wie empirischen Analyse wird der Ansatz *rationaler Erwartungen* in der Interpretation von Muth (1961) verwendet, da bei diesem eine systematische Täuschung der Individuen ausgeschlossen ist.

Abschnitt I setzt sich mit der Bedeutung von Erwartungen sowie dem Ansatz rationaler Erwartungen auseinander. Im Rahmen von Abschnitt II werden schuldenarithmetische Überlegungen angestellt, die einen ersten Einblick in die Konsequenzen der beiden oben genannten Szenarien (inter-temporale Budgetbeschränkung versus Ponzi-Spiel) erlauben sowie Grenzen der öffentlichen Verschuldung beschreiben. Der Abschnitt III beschäftigt sich mit den diesen beiden Szenarien jeweils zugrundeliegenden theoretischen Optimierungsansätzen und faßt die Bedingungen zusammen, unter denen diese realisiert werden können. Auf den theoretischen Modellen basiert die Darstellung unterschiedlicher ökonometrischer Untersuchungen im Abschnitt IV. Abschnitt IV schließt die Betrachtung ab, indem die Ergebnisse der theoretischen Ansätze und der empirischen Studien interpretiert und Schlußfolgerungen für die weitere Vorgehensweise gezogen werden.

## **I. Rationale Erwartungen als Element der ökonomischen Analyse des individuellen Verhaltens**

Unter Erwartungen sind nach Pesaran (1987, S. 14) »... attitudes, dispositions or psychological states of mind that relates to events the outcomes of which are uncertain« zu verstehen. Die individuellen Erwartungen sind hierbei subjektiv. Die Bildung von Erwartungen folgt aus der Erkenntnis heraus, daß Individuen in einer unsicheren Umwelt leben. Unsicherheit soll im Sinne von Pesaran (1987) verstanden werden. Danach steht der Entscheidungsprozeß eines (repräsentativen) Individuums im Mittelpunkt des Interesses: »[A] decision-making process is subject to 'uncertainty' if the individual decisionmaker is not perfectly aware (or knowledgeable) of the consequences of his/her own action« [Pesaran (1987, S. 11)].

Im Rahmen dieser Arbeit wird unterstellt, daß die Individuen entsprechend dem ökonomischen Verhaltensmodell agieren und entscheiden. Daher sind jene Erwartungsbildungsprozesse ausgeschlossen, die davon ausgehen, daß sich die Marktteilnehmer langfristig und systematisch täuschen lassen [siehe zu den adaptiven und extrapolativen Erwartungen die Ausführungen von Pesaran (1987, S. 17–21) sowie Broze et al. (1990, S. 8–11)]. Dies würde Lernprozesse ausschließen und damit der Rationalitätsannahme des ökonomischen Verhaltensmodelles widersprechen.

Einen wesentlichen Beitrag hinsichtlich der Formulierung von Erwartungsbildungsprozessen stellt der Ansatz rationaler Erwartungen von Muth (1961) dar (»Rational-Expectations-Hypothesis«, REH). Grundlegende Philosophie des Ansatzes rationaler Erwartungen ist die Vorstellung, »daß die Wirtschaftssubjekte bei der Bildung ihrer Erwartungen über die zukünftige wirtschaftliche Entwicklung die ihnen zur Verfügung stehende Information ausnützen und aus ihren Erwartungsfehlern lernen« [Kirchgässner (1991a, S. 89)]. Eine schwache Version der Theorie rationaler Erwartungen basiert auf der Überlegung, daß rational handelnde Individuen ihre Erwartungen bilden »... by acquiring and processing information up to the point where the expected marginal costs and the expected marginal benefit of gathering and processing information are equated« [Pesaran (1987, S. 11)]. Allerdings ist bei dieser Version die Existenz systematischer Fehler im Rahmen des Erwartungsbildungsprozesses nicht ausgeschlossen. Aus diesem Grunde findet die strenge Version rationaler Erwartungen im Sinne von Muth (1961) vorrangig ihre Anwendung. Diese besagt, daß »... subjective expectations held by economic agents will be the same as the conditional mathematical expectations based on the 'true' probability model of the economy, or more generally, that the agents' subjective probability distribution coincides with the 'objective' probability distribution of events« [Pesaran (1987, S. 11)]. Zentral ist die Vorstellung, daß die Individuen aus Erfahrung lernen, wobei jedoch keine bestimmte Lerntheorie unterstellt wird; im Extrem haben die Individuen bereits alle Informationen, die ihnen zur Verfügung stehen, verarbeitet [siehe hierzu Kirchgässner (1991a, S. 89, Fußnote 54)].

Der Ansatz rationaler Erwartungen korrespondiert mit der Vorstellung, daß die Individuen ihre Erwartungen endogen auf der Basis des wahren Modelles der Volkswirtschaft sowie unter einer korrekten Einschätzung der staatlichen Wirtschaftspolitik bilden [vgl. Pesaran (1987, S. 11)]. Sheffrin (1983, S. 9) gelangt zur Schlußfolgerung: »Expectations are rational if, given the economic model, they will produce actual values of variables that will, on average, equal the expectations.« Jedoch werden selbst die (rationalen) Erwartungen mit den tatsächlich realisierten Werten aufgrund stochastischer Einflüsse der zugrundeliegenden ökonomischen

Prozesse nicht koinzidieren, so daß eine gewisse nicht prognostizierbare Abweichung existent ist. Insofern stellen die rationalen Erwartungen keine perfekten Prognosen im Sinne einer »Perfect-Foresight«-Modellierung dar, da Unterschiede zwischen den gebildeten (rationalen) Erwartungen und den realisierten Werten bestehen. Hieraus leitet sich die Relevanz der Unterscheidung zwischen erwarteten und unerwarteten Politikmaßnahmen ab. Lediglich unerwartete Politikmaßnahmen können aus der Sicht des Ansatzes rationaler Erwartungen reale ökonomische Effekte zur Folge haben. Von den Marktteilnehmern erwartete Maßnahmen haben demnach keine Wirkung; sie sind bereits in den individuellen Entscheidungen berücksichtigt [siehe beispielsweise Barro (1977, 1978a)].

Der Ansatz der rationalen Erwartungen weist darüber hinaus eine Reihe von Optimalitätseigenschaften auf, die ihn sowohl für eine theoretische Analyse als auch für ökonometrische Untersuchungen interessant macht. Grundlage der formalen Betrachtung ist die bedingte Erwartung bezüglich der Variable  $y$  zum Zeitpunkt  $t$  in Abhängigkeit vom zum Zeitpunkt  $t-1$  zur Verfügung stehenden Informationsset  $\Psi$ , d. h.  $E[y_t|\Psi_{t-1}]$ . Hieraus entsteht der Prognosefehler durch Differenzenbildung:  $\epsilon_t (= y_t - E[y_t|\Psi_{t-1}])$ . Die bedingte Erwartung des Erwartungsfehler ist seinerseits null. Als weitere Eigenschaften des Ansatzes rationaler Erwartungen folgen [siehe Broze et al. (1990), Pesaran (1987) sowie Sheffrin (1983)]:<sup>2</sup>

1. Orthogonalitätseigenschaft.<sup>3</sup> Der Prognosefehler ist orthogonal zur Prognose, d. h.  $E\{(y_t - E[y_t|\Psi_{t-1}])(E[y_t|\Psi_{t-1}])\} = E\{\epsilon_t(E[y_t|\Psi_{t-1}])\} = 0$ .
2. Der Prognosefehler korreliert mit keiner im Informationsset  $\Psi$  enthaltenen Variablen:  $E\{(y_t - E[y_t|\Psi_{t-1}])x_k\} = E\{\epsilon_t x_k\} = 0, x_k \in \Psi$ .

---

<sup>2</sup> In diesem Zusammenhang sei darauf hingewiesen, daß der Ansatz rationaler Erwartungen im Sinne von Muth (1961) vor allem in Hinblick auf statistische Optimalität zu beurteilen ist. Damit besteht eine direkte Verbindung zur positiven Sicht von Friedman (1953a), wonach weniger die Realitätsnähe der Annahmen als vielmehr die Prognosegüte ausschlaggebend in bezug auf die Evaluierung einer Theorie ist. Die »as-if«-Methodologie von Friedman (1953a) findet somit auch hinsichtlich des Ansatzes rationaler Erwartungen seine Anwendung.

<sup>3</sup> Eine empirische Überprüfung der Orthogonalitätseigenschaft kann – falls sowohl die Erwartungen  $E[y_t|\Psi_{t-1}]$  als auch die tatsächlich realisierte Beobachtung  $y_t$  vorliegen – durch die Berechnung des Korrelationskoeffizienten erfolgen: Dieser ist durch  $1/T \sum [y_t - E[y_t|\Psi_{t-1}]]$  gegeben;  $T$  entspricht dem Stichprobenumfang. Anschließend ist zu testen, ob diese Variable einen statistisch signifikant von null abweichenden Wert annimmt. Für diesen Fall ist die Hypothese rationaler Erwartungen abzulehnen. In ähnlicher Art und Weise lassen sich die weiteren Eigenschaften des Ansatzes rationaler Erwartungen empirisch überprüfen.

3. Die Gesamtvarianz der beobachteten Variablen  $y$  ist durch die Summe der Varianz der Prognose und dem »Mean-Square-Error« bestimmt, d. h. es gilt:  $\text{Var}\{y\} = \text{Var}\{E[y_t|\Psi_{t-1}]\} + E\{y_t - E[y_t|\Psi_{t-1}]\}^2$ .
4. Eigenschaft der Nichtverzerrung. Angenommen, es existieren zwei Informationssets  $\Psi_1$  und  $\Psi_2$ , wobei  $\Psi_2$  in  $\Psi_1$  enthalten sei. Dann entspricht die Prognose von  $y$  auf der Basis von  $\Psi_2$  der Prognose  $E[y|\Psi_1]$  auf der Basis von  $\Psi_2$ , d. h.  $E\{E[y|\Psi_1]|\Psi_2\} = E[y|\Psi_2]$ . Als Konsequenz dieser Eigenschaft folgt, daß rationale Erwartungen unverzerrt sind. Somit sind bei rationalen Erwartungen keine *systematischen* (positiven oder negativen) Prognosefehler vorhanden.
5. Der Prognosefehler verringert sich bei einer Zunahme des Informationssets, d. h. falls gilt  $\Psi_1 < \Psi_2$  folgt:  $E\{y_t - E[y_t|\Psi_1]\}^2 > E\{y_t - E[y_t|\Psi_2]\}^2$ .

Pesaran (1987, S. 2) relativiert die statistischen Optimalitätseigenschaften des Ansatzes rationaler Erwartungen, indem er folgert: »[F]or the rational expectations to have the desired (statistical) properties of unbiasedness and orthogonality it is not enough, as is often stated by some authors, that individuals form expectations 'as if' they knew the 'true' model of the economy. They should actually know the 'true' model, or else they should be capable of learning what the 'true' model is, given their *a priori* beliefs and the past history of the economy.«<sup>4</sup> Diese Kritik an der Theorie

---

<sup>4</sup> Pesaran (1987, Kapitel 2) behandelt ausführlich den Ansatz rationaler Erwartungen (REH). In Hinblick auf die Lernfähigkeit von Individuen lassen sich »Rational-Learning«- und »Bounded-Rational-Learning«-Modelle unterscheiden [siehe hierzu Pesaran (1987, Kapitel 3)]. Probleme bestehen, sofern die Beschaffung und die Verarbeitung von Informationen mit Kosten verbunden ist. Pesaran (1987, S. 3) folgert: »First, the decision to collect information, and hence the possibility of learning, can be shifted by agents' *a priori* held subjective beliefs. Second, when information is costly it may not be even worthwhile to learn the 'true' model even if it were in fact possible to do so. Thus, in the face of costly information, contrary to what is predicted by the Muth version of REH, there is no ground for believing that 'rational' optimizing agents will be necessarily form expectations that are free of systematic errors.« Grundlegend für diese Sicht sind die Überlegungen von Grossman und Stiglitz (1976, 1980); Ansatzpunkt ihrer Betrachtung ist die Analyse effizienter Märkte unter Berücksichtigung von Kosten für die Information sowie für deren Beschaffung. Im Rahmen ihrer Untersuchung manifestiert sich die Erkenntnis, wonach das Konzept effizienter Märkte von Fama (1970) mit kompetitiven Gleichgewichten bei Verwendung von Informationskosten nicht vereinbar ist. Es läßt sich zeigen, daß die Preise in wettbewerblichen Märkten nicht alle verfügbaren Informationen wiedergeben, da ansonsten kein Anreiz zur Informationsbeschaffung bestünde. Die Anwesenheit von Informationskosten bedeutet somit, daß kein Gleichgewicht existieren kann, in dem die Preise alle verfügbaren Informationen vollkommen widerspiegeln. Das Problem wird durch das Unmöglichkeitstheorem von Grossman und Stiglitz (1980) gelöst. Dieses Theorem ist die Konsequenz der Existenz von Freifahrern; eine Erosion von Zukunftsmärkten – welche für die Verarbeitung von Informationen benötigt werden – ist die Folge. Dies impliziert, daß letztendlich die Zukunftsmärkte nur dann existieren können, wenn sie *nicht* informationseffizient



rationaler Erwartungen richtet sich demnach vor allem gegen die Lernprozesse, die zur rationalen Erwartungsbildung unerlässlich sind. Allerdings steht im Mittelpunkt des Interesses beim Ansatz rationaler Erwartungen nicht die Klärung der Frage »*how* decisions are made but in *what* decisions are made« [Simon (1978, S. 10)]. Anders ausgedrückt: Die Lernprozesse sind nicht Gegenstand des Ansatzes rationaler Erwartungen. Nach Kirchgässner (1991a, S. 90) kann festgehalten werden, daß Individuen sich nicht systematisch täuschen lassen und somit Modelle, die hierauf abzielen, zum Scheitern verurteilt sind.

Die Theorie rationaler Erwartungen hat sich auch unmittelbar auf das ökonometrische Denken sowie die empirische Modellierung ausgewirkt. Ansatzpunkt sind die Ausführungen von Lucas (1976) in seiner fundamentalen Kritik an den vorherrschenden makroökonomischen Modellen. Diese makroökonomischen Modelle basieren auf der Vorstellung, daß die geschätzten Koeffizienten in bezug auf die Wirtschaftspolitik invariant sind. Hieraus leitet sich dann unmittelbar die Vorstellung ab, mittels ökonomischer Modelle die richtigen Entscheidungen vornehmen zu können. Aus der Sicht von Lucas (1976) sind hingegen diese Koeffizienten das Ergebnis der individuellen Präferenzen und der Restriktionen, denen sich die Marktteilnehmer gegenübersehen. Eine Veränderung der Wirtschaftspolitik zieht eine Änderung der Restriktionen und damit verbunden andere Koeffizienten nach sich.<sup>5</sup> Die unterstellte Invarianz der Koeffizienten in bezug auf

---

sind. Sollten Informationen lediglich unter Aufwendung von Kosten zu erhalten sein, dann dürfen die Preise nicht alle verfügbaren Informationen enthalten, da ansonsten Individuen, welche Ressourcen zur Informationsbeschaffung aufwenden, keine Kompensation erhielten. Das Modell von Grossman und Stiglitz (1980) »belohnt« Marktteilnehmer, die sich Informationen beschaffen durch einen größeren Gewinn, der allerdings nur die entstandenen Informationsbeschaffungskosten ausgleicht. Im Gleichgewicht entsprechen sich der Grenznutzen der zusätzlichen Informationen und die Grenzkosten der Informationsbeschaffung. Voraussetzung hierfür ist die Existenz eines wettbewerblichen Informationsmarktes mit freien Ein- und Austrittsmöglichkeiten. Die Erkenntnisse von Grossman und Stiglitz (1976, 1980) sind von Hellwig (1982) kritisch hinterfragt worden. Aus der Sicht von Hellwig (1982) beruht das Theorem von Grossman und Stiglitz (1980) auf dem Umstand, daß die Marktteilnehmer von den aktuellen Preisen lernen, mit denen die Transaktionen abgeschlossen werden. Alternativ liegt damit ein Modell vor, bei dem die Individuen von vergangenen Gleichgewichtspreisen lernen, aber nicht von den aktuellen Preisangeboten des Auktionators. Hellwig (1982) nimmt eine Modellierung vor, in der die zeitliche Spanne zwischen aufeinanderfolgenden Transaktionen hinreichend klein ist, so daß der Markt approximativ informationseffizient ist und weiterhin informierte Marktteilnehmer einen positiven Gewinn erzielen. Dieses Ergebnis folgt aus der Konsequenz, daß informierte Marktteilnehmer, die ihnen zur Verfügung stehende Information umsetzen, bevor nicht informierte Individuen Gelegenheit haben, aus den Marktpreisen die relevanten Informationen zu ziehen.

<sup>5</sup> Lucas (1976, S. 41) zieht den Schluß aus seinen Überlegungen: »[G]iven that the structure of an econometric model consists of optimal decision rules of economic agents,

die Wirtschaftspolitik, die einer Reihe von makroökonomischen Modellen zugrundelag, ist nicht haltbar. Laut Kirchgässner (1991a, S. 93) folgt: »Ohne Kenntnis davon, in welche Richtung diese Veränderungen gehen, kann man daher mit gegebenen makroökonomischen Beziehungen die Auswirkungen unterschiedlicher wirtschaftspolitischer Strategien nur bedingt abschätzen. Wendet man trotzdem ökonometrisch geschätzte Beziehungen in der Wirtschaftspolitik an, so riskiert man, daß der gewünschte Erfolg ausbleibt bzw. sich möglicherweise sogar in sein Gegenteil verkehrt.« Demnach ist auch im makroökonomischen wie -ökonometrischen Bereich, strikt zwischen Präferenzen und Restriktionen zu trennen.

Hansen und Sargent (1980) haben hierzu einen ersten Schritt unternommen. Sie berücksichtigen die Überlegungen der Kritik von Lucas (1976), wonach »... agents' decisions rules... are predicted by economic theory to vary systematically with changes in the stochastic process facing agents« [Hansen und Sargent (1980, S. 7)]. Hansen und Sargent (1980, S. 7) folgern daher, daß »... instead of estimating the parameters of decision rules, what should be estimated are the parameters of agents' objective functions and of the random processes that they faced historically. Disentangling the parameters governing the stochastic processes that agents face from the parameters of their objective functions would enable the econometrician to predict how agents' decision rules would change across alterations in their stochastic environment.«

Aus diesen Überlegungen heraus wurden zunächst »Linear-Rational-Expectations«-Modelle (LRE) entwickelt [siehe beispielsweise Pesaran (1987) sowie Broze et al. (1990) für einen vertiefenden Überblick zu den folgenden Ausführungen]. Diese lassen sich nochmals unterteilen (1) in Modelle, in deren Mittelpunkt die Bildung von gegenwärtigen Erwartungen bezüglich der endogenen Variablen steht, und (2) in Modelle, die über die gegenwärtige Periode hinaus Erwartungen für zukünftige Perioden bilden. In Hinblick auf die Ableitung von Lösungen existieren bei den ersten Modellen keine Probleme: Das heißt, »Linear-Rational-Expectations«-Modelle mit gegenwärtigen Erwartungen weisen eine einzige Lösung auf, die sich auf der Basis der zu verschiedenen Zeitpunkten verfügbaren Informationen der Vergangenheit bestimmen läßt [siehe Pesaran (1987) für eine Beschreibung der verschiedenen analytischen Lösungstechniken zur Auffindung der Gleichgewichtslösung]. Probleme stellen sich hingegen bei

---

and that optimal decision rules vary systematically with changes in the structure of series relevant to the decision maker, it follows that any change in policy will systematically alter the structure of econometric models.« Aus diesem Grunde plädiert Lucas (1976, S. 41) auch für einfache Politikregeln, da hier eher (aus ökonometrischer Sicht) Folgen bezüglich der Koeffizientenstabilität zu ziehen sind.



LRE-Modellen ein, die für zukünftige Perioden Erwartungen in bezug auf die endogenen Variablen bilden. Pesaran (1987, S. 4) gelangt zum Schluß, daß »... information on the past history of the endogenous variables is not sufficient for the determination of a unique solution.« Auch für diese Modellklasse existieren Lösungstechniken, wobei nicht jede in der Lage ist, alle möglichen multiplen Lösungen und damit Gleichgewichte zu identifizieren [vgl. hierzu Pesaran (1987)].<sup>6</sup>

Die Verwendung von rationalen Erwartungen bei ökonometrischen Modellen impliziert Restriktionen bezüglich der Parameter der verschiedenen Gleichungen des ökonometrischen Modelles. »These restrictions emerge because people's decisions are supposed to depend on the stochastic environment which they confront. Consequently, equations describing variables affected by people's decisions inherit parameters from the equations that describe the environment. As it turns out, even for models that are linear in the variables, these cross-equations restrictions on the parameters can be complicated and often highly nonlinear« [Hansen und Sargent (1991b, S. 45)]. Aus diesem Grunde wurde eine besondere Klasse von LRE-Modellen entwickelt, welche zur Lösung dieses Problem es einen Beitrag lieferte: Es handelt sich hierbei um die »Exact-Linear-Rational-Expectations«-Modelle (ELRE) [siehe Hansen und Sargent (1991b) für eine umfangreiche Beschreibung dieser speziellen Modellklasse von LRE-Modellen]. Charakteristisch für diese Modellklasse ist der Zusammenhang zwischen den Variablen; es lassen sich in diesem Zusammenhang zwei Arten unterscheiden:

1. In Hinblick auf die erste Art der Variablenverknüpfung, in welche auch ökonomische Aspekte eingehen, existiert ein Set von linearen Beziehungen bestehend aus »... *only* current and past values of a subset of var-

---

<sup>6</sup> Im Hinblick auf eine ökonometrische Implementierung der theoretischen LRE-Modelle sind verschiedene Schätzmethoden entwickelt worden. Es existieren zwei Ansätze, welche sich durch den Umfang der berücksichtigten Informationen unterscheiden. (Die Informationen beziehen sich auf die den exogenen Variablen zugrundeliegenden stochastischen Prozessen.) Die »Full-Information«-Methode verlangt eine vollständige Spezifikation aller beteiligten stochastischen Prozesse. Im Gegensatz basiert der »Limited-Information«-Schätzer »... on the *a priori* availability of a sufficient set of instruments or moment conditions« [Pesaran (1987, S. 162)]. Diese Schätzer benötigen und verwenden nicht die vollständige Charakterisierung aller beteiligten stochastischen Prozesse. Pesaran (1987, S. 162) nennt als Konsequenzen: »The limited-information estimators by their very nature can be less efficient than their full-information counterparts. However, they have two important advantages: firstly, they are generally more robust than the full-informations estimators to certain types of misspecification; secondly, they are computationally less demanding.« Eine knappe Beschreibung der »Limited-Information«-Schätzer findet sich bei Gerd Hansen (1991) sowie bei Pesaran (1987); letzterer setzt sich auch mit den »Full-Information«-Schätzern auseinander.

variables  $x_t$  observable by the econometrician, and expectations of future values of those observable variables. The qualifier 'only' defines what we meant by an exact linear model – there are no disturbances terms in the relationship from the econometrician's point of view« [Hansen und Sargent (1991d, S. 5)]. Als einzige potentielle Quelle von »Störungen« ist das unterschiedliche Ausmaß der Informationen des Ökonometrikers im Vergleich zum Informationsset der Marktteilnehmer (Individuen) zu nennen: Der Ökonometriker hat lediglich Zugang zu einem kleineren Informationsset.<sup>7</sup>

2. Die zweite Art von Beziehungen »... are informational in nature, being the piece of a complete moving-average representation that governs the subset of observables  $x_t$  being forecasts by the agents in the model« [Hansen und Sargent (1991d, S. 5)].

Es lassen sich sodann die Restriktionen bezüglich der »Moving-Average«-Darstellung (MAD) des gesamten Vektors  $x_t$  auf der Grundlage der Hypothese rationaler Erwartungen (REH) ableiten. Generell stellt das ELRE-Modell eine sinnvolle Vereinfachung bezüglich der ökonometrischen Implementierung dar. Jedoch besteht eine nicht unerhebliche Einschränkung in bezug auf die Anforderungen, die für das damit verbundene theoretische Modell bestehen: »[T]he theory must come in the form of an exact model, which means that the econometric model can contain no source of error except that the econometrician conditions on a smaller information set in forming forecasts than do economic agents« [Hansen und Sargent (1991d, S. 6)].

Zwischen den beiden Gruppen von »Rational-Expectations«-Modellen, den LRE- und den ELRE-Ansätzen, bestehen Unterschiede, welche sich in der Interpretation der Fehlerterme in den Gleichungen manifestieren. Die »Exact-Linear-Rational-Expectations«-Modelle sind charakterisiert durch eine »... *exact* linear relation across forecasts of future values of one set of variables and current and past values of some other set of variables. The key requirement is that all of the variables entering this relation must be observed by the econometrician« [Hansen und Sargent (1991b, S. 45)]. Eine Unterscheidung zwischen dieser speziellen Klasse von »Rational-Expectations«-Ansätzen und der größeren Klasse der LRE-Modelle von Hansen und Sargent (1980) liegt in der Interpretation des Fehlertermes der verwendeten Gleichungen. Die allgemeineren LRE-Modelle unterstel-

---

<sup>7</sup> Pesaran (1987, S. 204) gelangt im Zusammenhang mit den diversen Schätzern auf der Basis rationaler Erwartungen zum Ergebnis, daß »... the 'representative' agent whose behaviour is under considerations knows, or has already learned perfectly, all the structural and auxiliary parameters of the model, while it is only the observing econometrician who is supposed to be left in the dark.«

len, daß »... random processes which the econometrician treats as disturbances in decision rules can have a variety of sources. Disturbance termes can be interpreted as reflecting shocks to technologies or preferences observed by private agents but not by the econometrician. Disturbances can also be interpreted as reflecting interactions with *hidden* decision variables which simultaneously chosen by private agents but unobserved by the econometrician. Finally, disturbances can be interpreted... as reflecting the phenomenon that in forecasting the future, private agents use larger information sets than the econometrician can consider because of data limitations« [Hansen und Sargent (1991b, S. 46)]. Die letztere Möglichkeit der Interpretation des Störtermes kann auch durch den »Exact-Linear-Rational-Expectations«-Ansatz berücksichtigt werden.

Im Rahmen einer ökonomischen Analyse kommt der Erwartungsbildung der Individuen – seien sie Marktteilnehmer oder politische Entscheidungsträger – zentrale Bedeutung zu. Der Ansatz rationaler Erwartungen unterstellt im Gegensatz zu anderen Erwartungsbildungsprozessen nicht, daß sich die Individuen systematisch täuschen lassen. Dieser Erwartungsbildungsprozeß basiert vielmehr auf der Vorstellung »... that individuals in the aggregate act in a regular manner as if each was a typical individual following a systematic decision process« [Minford (1992, S. 3)]. Darüber hinaus verwenden die Individuen die zur Verfügung stehenden Informationen effizient bei der Bildung ihrer Erwartungen; dies artikuliert sich in der Gleichheit der jeweils in bezug auf den Informationsset bedingten subjektiven Erwartung der Individuen und der objektiven (mathematischen) Erwartung des theoretischen Modelles. Allerdings muß die mathematische Erwartung nicht korrekt sein. »Wir nennen sie *bedingt*, weil sie auf den in (t-1) verfügbaren Informationen beruht. Die Störvariablen... können indes jederzeit bewirken, daß sich die wissenschaftliche Prognose als falsch erweist. Demnach darf die Hypothese rationaler Erwartungen nicht mit vollständiger Voraussicht gleichgesetzt werden; diese beiden sind allein in einem *deterministischen* Modell äquivalent« [Felderer und Homburg (1989, S. 261/262)]. Prinzipiell ist die Berücksichtigung dieses Erwartungsbildungsprozesses ebenfalls empirisch überprüfbar. Die nachfolgende ökonometrische Analyse der dynamischen Entwicklung der Budgetdefizite für die Bundesrepublik Deutschland verwendet den Ansatz rationaler Erwartungen.

## II. Die staatliche Budgetbeschränkung, schuldenarithmetische Grundzusammenhänge und Grenzen der Verschuldung

Im einfachsten Fall entsprechen die regulären staatlichen Ausgaben (für Kollektivgüter und Transferzahlungen)  $G_t$ , die zur Bereitstellung staatlicher Leistungen von der fiskalischen Autorität getätigt werden, den Steuereinnahmen  $T_t$  in jeder Periode  $t$ . Das Budget ist dementsprechend ausgeglichen. Sofern die staatlichen Steuereinnahmen hinter den staatlichen Ausgaben zurückbleiben, entsteht ein Budgetdefizit  $BD$ . Prinzipiell kann ein Haushaltsdefizit  $BD$  durch die Emission von Staatsschuldverschreibungen  $\Delta B$  finanziert werden. Hiermit verbunden ist die Verschuldung des öffentlichen Sektors am Kapitalmarkt. [Siehe ausführlich Andel (1990, S. 359–380) für verschiedene Instrumente, die sich in Hinblick auf die Fristigkeit voneinander unterscheiden.] Wird durch  $B_{t-1}$  der Bestand an Staatsschuldverschreibungen zu Beginn der Periode  $t - 1$  bezeichnet, reduziert sich die Höhe der erforderlichen Steuereinnahmen in dieser Periode um den Betrag  $\Delta B = B_t - B_{t-1}$ . Allerdings nehmen die staatlichen Ausgaben für Zinsverpflichtungen um den Betrag  $r_{t-1}B_{t-1}$  in der sich daran anschließenden Periode zu. Die Emission von Staatsschuldverschreibungen führt folglich zu Zinsverpflichtungen in Höhe von  $r_{t-1}B_{t-1}$ ; damit bestehen die Staatsausgaben nunmehr aus den regulären – nutzenstiftenden – staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter und Transfers *sowie* den Zinsverpflichtungen. In bezug auf eine Abgrenzung des Budgetdefizites lassen sich das Primär- und das Sekundärdefizit unterscheiden: Das *Primärdefizit* besteht aus der Differenz zwischen den staatlichen Ausgaben und den regulären staatlichen (Steuer-) Einnahmen; daneben bezeichnet das *Sekundärdefizit* »jenen Teil der ungedeckten Aufwendungen, der sich rechnerisch aus der Verzinsung der Staatsschuld ergibt« [Schlesinger et al. (1993, S. 23)].

Neben der Verschuldung des öffentlichen Sektors am Kapitalmarkt existiert noch die Möglichkeit der direkten Finanzierung der staatlichen Ausgaben über die Zentralbank (monetäre Autorität). Hierbei erwirbt die Zentralbank die Staatsschuldverschreibungen und stellt der fiskalischen Autorität »High-Powered-Money« (Zentralbankgeld) im nominalen Ausmaß  $\Delta M$  zur Verfügung (siehe auch Abschnitt C.I.2.b).<sup>8</sup> Real fließt der fiska-

---

<sup>8</sup> Die direkte Finanzierung der staatlichen Ausgaben durch die Zentralbank wird aus Keynesianischer Sicht als Allheilmittel angesehen. Denn so können beispielsweise die fiskalischen Haushaltszwänge umgangen werden. [Siehe die Darstellung und kritische Diskussion bei Buchanan und Wagner (1977).] Aus Sicht der Marktteilnehmer entstehen jedoch bei einer derartigen Politik Zweifel an der stabilitätsorientierten Ausrichtung der Geldpolitik. Diese Zweifel artikulieren sich in negativen Auswirkungen auf die Kreditwürdigkeit der öffentlichen Hand [vgl. Schlesinger et al. (1993, S. 5)].

lischen Autorität der Betrag  $\Delta M/P$  zu. Unter Beachtung der drei möglichen Finanzierungsformen – Steuerfinanzierung, Verschuldung am Kapitalmarkt sowie Notenbankfinanzierung – resultiert die konsolidierte »Budgetgleichung« des staatlichen Sektors, welche die fiskalische und die monetäre Autorität einbezieht [siehe die Ausführungen bei Dwyer (1985, S. 657)]:

$$(B.1) \quad BD = \frac{\Delta M}{P} + \Delta B = G_t + r_{t-1}B_{t-1} - T_t.$$

Aus empirischer Sicht ist die Finanzierung durch die Zentralbank in der Bundesrepublik Deutschland bescheiden und daher vernachlässigbar [siehe hierzu sowie zu den rechtlichen Rahmenbedingungen Gandenberger (1990)]. Untersuchungsgegenstand dieser Arbeit ist daher primär das

---

Schlesinger et al. (1993, S. 52) gelangen zum Ergebnis, daß die – mit einer Abweichung von der stabilitätsorientierten Geldpolitik verbundene – Inflationsgenerierung letzten Endes dem staatlichen Sektor *keine* Entlastung bereitet: Das Instrument der Inflationssteuer verliert seine Wirkung durch ein höheres Zinssatzniveau, eine Verkürzung der Laufzeiten, den zunehmenden Einsatz der Indexierung oder einem Ausweichen auf harte Fremdwährungen. Einige Ökonomen analysieren vertiefend die inflationäre Wirkung öffentlicher Budgetdefizite; so stellt beispielsweise die Betrachtung von Sargent und Wallace (1981) die Inflationsgefahren dar, die durch eine fortdauernde Realisierung von Primärdefiziten begründet wird. Im Mittelpunkt ihrer Betrachtung steht die Unterstellung der Dominanz der Fiskalpolitik über die Geldpolitik [vgl. den Überblick bei Dwyer (1985, S. 660–663)]. Als Ergebnis läßt sich festhalten, daß »der inflatorische Differenzialeffekt einer marktmäßigen Kreditfinanzierung höher zu veranschlagen ist als im Falle einer reinen Geldfinanzierung des öffentlichen Haushaltsdefizits« [Schlesinger et al. (1993, S. 54)]. Dieses Ergebnis folgt, weil die Zinsverpflichtungen durch Staatsschuldverschreibungen finanziert werden. Eine generelle (d. h. automatisch zwingende) Beziehung zwischen der öffentlichen Verschuldung und der Geldentwertung besteht zunächst aber nicht; insbesondere die Kausalitätsrichtung ist offen. Vielmehr ist denkbar, daß die Zentralbank politisch motivierten Zwängen bei einem ungehemmten Ausgabengebaren der fiskalischen Autorität ausgesetzt ist [siehe Schlesinger et al. (1993, S. 48/49)]. Insgesamt liegen auf der theoretischen Ebene drei Argumentationsstränge in bezug auf die Verbindung zwischen Budgetdefiziten und der Inflation vor [vgl. Dwyer (1982)]. Erstens: Die Überlegungen von Metzler (1951) sowie Patinkin (1965) unterstellen, daß der Bestand an Staatsschuldverschreibungen Nettovermögen für die Volkswirtschaft darstellt. Infolgedessen nehmen bei einer Zunahme der öffentlichen Schulden die Konsumausgaben zu und hierüber das Preisniveau. Zweitens: Vor allem Buchanan und Wagner (1977, S. 58/59 und 108–124) gehen (in ihrer Darstellung der Konsequenzen des Keynesianischen Gedankengutes) davon aus, daß die Zentralbank direkt Staatsschuldverschreibungen gegen Hingabe von »High-Powered-Money« erstelt, um einerseits die Zinssätze niedrig zu halten und andererseits auf eine einfache Art und Weise die staatlichen Ausgaben zu finanzieren. Buchanan und Wagner (1977) betonen bei ihrer Darstellung folglich die Gefahren der Interaktion zwischen der fiskalischen und der monetären Autorität. Drittens: Eine Umkehrung der Kausalitätsrichtung stammt von Barro (1978b, 1979), wonach Haushaltsdefizite das Resultat der Inflation sind; bei einer Zunahme der antizipierten Inflationsrate muß der Nominalwert der öffentlichen Schulden zunehmen, damit der antizipierte Realwert der Staatsschuldverschreibungen unverändert bleibt (vgl. auch Abschnitt C.I.1.a).

Verhalten der politischen Entscheidungsträger der fiskalischen Autorität. Bei der weiteren Analyse und der Betrachtung der staatlichen (fiskalischen) Budgetgleichung wird unterstellt, daß die beiden Institutionen unabhängig voneinander agieren und somit der fiskalischen Autorität *nicht* die Möglichkeit der Finanzierung über die Zentralbank gegeben ist. Damit folgt die Annahme, daß die Zentralbank unabhängig von der fiskalischen Autorität handelt.<sup>9</sup> Es wird in diesem Zusammenhang darüber hinaus unterstellt, daß die Zentralbank ausschließlich für die Geldversorgung zuständig ist. Damit folgt als staatliche Budgetgleichung (auch als Budgetidentität bezeichnet):

$$(B.2) \quad T_t + \Delta B = G_t + r_{t-1}B_{t-1} \text{ mit } \Delta B = B_t - B_{t-1}.$$

Diese Budgetgleichung ist insofern als Budgetrestriktion anzusehen, »als gemessen an den praktisch unbegrenzten privaten Wünschen und dem öffentlichen Bedarf die Fähigkeit zu einer ausreichenden Mittelbeschaffung in aller Regel begrenzt ist« [Schlesinger et al. (1993, S. 22, Fußnote 21)]. Nach Blejer und Cheasty (1991, S. 1665) ist demnach der unendlich lange lebende staatliche Sektor durch sein *permanentes* Einkommen begrenzt. Dieses wiederum determiniert das Potential der Mittelbeschaffung. Barro (1976, S. 343, Fußnote 2) geht davon aus, daß die Realisierung von Budgetdefiziten und damit der Bestand an Staatsschuldverschreibungen »at any point in time is bounded by government's collateral, which I assume can be measured by the present value of future taxing capacity.« Hierbei unterstellt Barro (1976, S. 343, Fußnote 2), daß die Steuereinnahmen auf einen Anteil am Volkseinkommen beschränkt sind. Diese Unterstellung ist begründet durch Überlegungen zum Steuerwiderstand und zur Schattenwirtschaft [siehe beispielsweise Blankart (1994a, S. 230–241) sowie Weck (1983)]. Das heißt, die Besteuerungsmacht des Staates ist durch

---

<sup>9</sup> Die Motive der Zentralbanker beim Einsatz des geldpolitischen Instrumentariums werden umfassend von Cukierman (1992) analysiert. Frey und Schneider (1981) haben die Interaktion zwischen der Bundesregierung und der Deutschen Bundesbank betrachtet, während Dwyer (1982, 1985) eine theoretische und empirische Untersuchung der Interaktion zwischen der fiskalischen und der monetären Autorität für die Vereinigten Staaten vornimmt. Eine allgemeine politökonomische Analyse der Geldpolitik wird von Havrilesky (1994) vorgenommen. Vaubel (1993) untersucht aus politökonomischer Sicht die Motive der Bundesbanker und versucht auf dieser Grundlage, Schlußfolgerungen für eine Europäische Zentralbank zu ziehen; kritisch hierzu sind die Überlegungen von Neumann (1993). In einer neueren Untersuchung betrachtet Faust (1996) die Struktur des Zentralbanksystemes in den Vereinigten Staaten; die Analyse mündet in der Erkenntnis, daß diese Struktur weniger anfällig in bezug auf eine inflationäre Geldpolitik ist: »The Fed's structure, which emerged in legislation between 1913 and 1935, reflects the view that a better outcome will result from turning monetary policy over to a small group of people selected so as to balance the interests for and against inflation« [Faust (1996, S. 268)].



individuelle Anpassungsmaßnahmen – zum Beispiel Steuerhinterziehung, Abwanderung in die Schattenwirtschaft sowie Auswanderung – begrenzt.

Die staatliche Kreditaufnahme (Nettoneuverschuldung) hat, wie die Gleichung (B.2) verdeutlicht, den Budgetspielraum erweitern, indem bei Konstanz der regulären staatlichen Ausgaben die Steuereinnahmen gesenkt oder bei Konstanz der Steuereinnahmen die regulären staatlichen Ausgaben erhöht werden können. Hiermit verbunden sind allerdings weitreichende Konsequenzen: Budgetdefizite und somit eine Nettoneuverschuldung am Kreditmarkt ist mit einer Zunahme des Schuldenstandes und der Zinsverpflichtungen verbunden. In diesem Zusammenhang sind die langfristigen Grenzen der öffentlichen Verschuldung von Interesse. Zur Beantwortung seien zwei Fälle unterschieden: zunächst eine stationäre (nicht-wachsende) und daran anschließend eine wachsende Volkswirtschaft [siehe hierzu die Darstellung von Burda und Wyplosz (1993, S. 291–298)].

Zur Vereinfachung sei zunächst eine *stationäre* Volkswirtschaft unterstellt. In der ersten Periode wird ein Defizit in Höhe von  $\Delta B$  realisiert. Auf Basis der staatlichen Budgetgleichung (B.2) lassen sich die nachstehenden Überlegungen anstellen:

1. Besteht das Ziel darin, in allen weiteren Perioden ein »ausgeglichenes« Budget und damit ein Primärdefizit in Höhe von null zu realisieren (d. h. die staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter und Transfers  $G$  entsprechen den Steuereinnahmen), folgt, daß aufgrund der Zinsverpflichtungen in Höhe von  $rB$  in allen nachfolgenden Perioden die öffentliche Verschuldung mit der Rate  $r$  anwächst. Es wird somit in jeder der nachfolgenden Perioden ein Sekundärdefizit entstehen. Dieser Prozeß läßt sich aber nicht unendlich lange aufrechterhalten, da andernfalls mit der Zahlungsunfähigkeit zu rechnen ist.
2. Besteht nunmehr das Ziel in der Stabilisierung des Bestandes an Staatsschuldverschreibungen auf dem Niveau von  $B$ , ist in allen weiteren Perioden jeweils ein Budgetüberschuß in Höhe der Zinsverpflichtungen  $rB$  zu realisieren. Die zukünftigen Budgetüberschüsse sind somit positiv vom anfänglichen Budgetdefizit beziehungsweise vom anfänglichen Bestand an Staatsschuldverschreibungen abhängig. Zur Generierung dieser Budgetüberschüsse muß der politische Entscheidungsträger die Steuereinnahmen um den Betrag  $rB$  erhöhen oder die staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter und Transfers um  $rB$  reduzieren. (Ebenso ist eine Kombination dieser beiden fiskalischen Maßnahmen denkbar.)

Diese erste, einfache Analyse verdeutlicht, daß letztendlich die staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter und Transferleistungen *nur* durch

Steuereinnahmen finanziert werden können. Haushaltsdefizite erlauben zwar eine temporäre Finanzierung derselben, der Finanzierungsvorgang ist dahingegen erst mit der Einhaltung der Zinsverpflichtung – sowie mit der Tilgung der Schulden – abgeschlossen. Es besteht somit ein intertemporaler Budgetausgleich, der in Gegenwartswerten ausgedrückt, die regulären staatlichen Ausgaben den Steuereinnahmen gleichsetzt:

$$(B.3) \quad \sum_{t=1}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^t T_t = \sum_{t=1}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^t G_t.$$

Eine Erweiterung des Modellrahmens kann nun durch Betrachtung des Falles einer *wachsenden* Volkswirtschaft erfolgen. Bei dieser Analyse sind die Relationen zwischen den Variablen Zinssatz  $r$ , Wachstumsrate des Volkseinkommens  $w_g$  und relatives Primärdefizit  $(G - T)/Y$  entscheidend. Durch die Wahl der Beziehung zwischen diesen drei Variablen leiten sich unterschiedliche Implikationen für die Möglichkeiten der Durchführung einer permanenten Finanzierung der Zinsverpflichtungen aus der Emission von Staatsschuldverschreibungen ab und damit folgt vor allem auch eine Aussage bezüglich der maximal möglichen öffentlichen Verschuldung. In Hinblick auf eine Einschätzung der Grenzen der öffentlichen Verschuldung kann sich im Fall einer wachsenden Volkswirtschaft unter bestimmten Bedingungen eine Situation einstellen, in der die nachfolgenden Generationen in der Lage sind, allein durch das Wachstum des Volkseinkommens die zum heutigen und zu späteren Zeitpunkten geschaffenen Zinsverpflichtungen durch erneute Emission von Staatsschuldverschreibungen zu finanzieren. Das heißt, für die Beurteilung der öffentlichen Verschuldung sind neben der Höhe derselben, auch die Auswirkungen des Wachstums der Steuerbasis und die Relativierung der öffentlichen Verschuldung durch inflationäre Effekte zu berücksichtigen.

Für eine wachsende Volkswirtschaft setzt die Analyse bei der relativen öffentlichen Verschuldung,  $\Delta(B/Y)$ , an [siehe die Darstellung von Schlesinger et al. (1993, S. 35/36 und 277–281)]. Hierbei gehen einige Variablen als Bestimmungsfaktoren ein: Durch  $(G - T)$  wird das Primärdefizit und durch  $(G - T)/Y$  das relative Primärdefizit beschrieben;  $(r - w_g)$  spiegelt das Zinssatz-Wachstums-Differential wider und  $(B/Y)$  sei der relative Schuldenstand. Die Veränderung der relativen öffentlichen Verschuldung ist für den diskreten Fall definiert durch die nachstehende Beziehung [siehe Ziebarth (1995, S. 72)]:

$$(B.4) \quad \Delta \left( \frac{B}{Y} \right) = \left( \frac{G - T}{Y} \right) + \left( \frac{r - w_g}{1 + w_g} \right) \frac{B}{Y}.$$



Für die stetige Modellierung, die der nachfolgenden Betrachtung zugrundeliegt, gilt hingegen:

$$(B.5) \quad \Delta \left( \frac{B}{Y} \right) = \frac{G - T}{Y} + (r - w_g) \frac{B}{Y}.$$

Für die Analyse sei zunächst unterstellt, daß die exogen gegebenen staatlichen Ausgaben durch reguläre Steuereinnahmen finanziert werden. Das staatliche Budget ist dementsprechend jederzeit ausgeglichen. Zwei Szenarien sind aufgrund unterschiedlicher Relationen zwischen den Variablen – und hier insbesondere aufgrund der Beziehung zwischen dem Zinssatz  $r$  und der Wachstumsrate des Volkseinkommens  $w_g$  – zu unterscheiden [siehe die Ausführungen von Burda und Wyplosz (1993, S. 293/294) sowie von Hamilton und Flavin (1986)]:

1. Betrachtet sei zunächst der Fall, daß der Zinssatz  $r$ , zu dem sich der staatliche Sektor am Kapitalmarkt verschulden kann, die Wachstumsrate der Volkswirtschaft  $w_g$  übersteigt. In der ersten Periode realisiert der politische Entscheidungsträger einmalig ein Primärdefizit  $\Delta B$ , d. h. in nachfolgenden Perioden wird kein Primärdefizit verwendet. Sollten die Zinsverpflichtungen aus dem Budgetdefizit der ersten Periode wiederum durch eine erneute Emission von Staatsschuldverschreibungen finanziert werden und so weiter, tritt die bereits oben für den stationären Fall behandelte Situation ein, daß die öffentliche Verschuldung zu einem unendlichen Vielfachen des Sozialproduktes anwächst [vgl. Hamilton und Flavin (1986, S. 809)]. Eine solche Fiskalpolitik ist nicht realisierbar. Folglich müssen in diesem Szenario zum Nachkommen der Zinsverpflichtungen in den weiteren Perioden die regulären staatlichen Ausgaben (für Kollektivgüter und Transfers) geringer als die staatlichen Steuereinnahmen sein, damit aus dem resultierenden Überschuß die Zinsverpflichtungen gezahlt werden können. Die zu erzielenden Budgetüberschüsse fallen aber infolge des Wachstums der Besteuerungsbasis deutlich geringer aus als in der obigen Referenzsituation der stationären Volkswirtschaft.

Für den Fall einer unveränderten relativen öffentlichen Verschuldung – d. h.  $\Delta B/Y = 0$  in der obigen Gleichung (B.5) – folgt, daß in allen weiteren Perioden die Steuereinnahmen über den regulären staatlichen Ausgaben liegen müssen und daher Budgetüberschüsse in Höhe von  $(r - w_g) B$  zu realisieren sind. (Entsprechen sich Zinssatz  $r$  und Wachstumsrate  $w_g$  sind Steuereinnahmen und staatliche Ausgaben identisch und es müssen keine Primärüberschüsse erzielt werden.) Für den hier behandelten Fall ( $r > w_g$ ) folgt durch fortwährendes Einsetzen der staatlichen Budgetgleichung (B.2) die *intertemporale Budgetbeschrän-*

kung unter Beachtung eines anfänglichen Bestandes an Staatsschuldverschreibungen  $B_0$ :

$$(B.6) \quad \sum_{t=1}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^t T_t = \sum_{t=1}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^t G_t + B_0.$$

Hiernach entsprechen sich der Gegenwartswert der staatlichen Steuereinnahmen und der Gegenwartswert der regulären staatlichen Ausgaben (für Kollektivgüter und Transfers) zuzüglich dem anfänglichen Bestand an öffentlichen Schulden. Die Möglichkeit der Finanzierung der regulären staatlichen Ausgaben ist durch die abdiskontierten zukünftigen potentiellen Steuereinnahmen bestimmt. Anders ausgedrückt: »[W]hile a government can shift consumption between periods by saving and borrowing, it will be unable to consume more, over its lifetime, than its total income plus its initial endowment« [Blejer und Cheasty (1991, S. 1668)]. Dies stellt die Grenze der öffentlichen Verschuldung dar. Eine weitere Implikation dieses Szenarios ist, daß ein heutiger Bestand an Staatsschuldverschreibungen durch zukünftige Budgetüberschüsse finanziert werden muß, d. h. die auf die Gegenwart abdiskontierten zukünftigen Budgetüberschüsse entsprechen den öffentlichen Schulden.

2. Betrachtet sei der Fall, daß der Zinssatz  $r$ , zu dem sich der staatliche Sektor am Kapitalmarkt verschulden kann, kleiner als die Wachstumsrate der Volkswirtschaft  $w_g$  ist. In dieser Situation kann sich der staatliche Sektor *permanent* verschulden, ohne eine Zunahme der Relation zwischen der öffentlichen Verschuldung und dem Volkseinkommen zu induzieren [vgl. Hamilton und Flavin (1986, S. 809)]. Diese Möglichkeit konstituiert ein Ponzi-Spiel; der öffentliche Sektor kann seine Zinsverpflichtungen durch die Emission weiterer Staatsschuldverschreibungen decken. (Es existieren damit auch keine notwendigen Anpassungsmaßnahmen in Form von Ausgabenkürzungen und/oder Steuererhöhungen.) Dieses Szenario der Realisierung eines Ponzi-Spieles basiert auf dem Erfordernis, daß die Relation  $r > w_g$  auch permanent erhalten bleibt. Die in diesem Zusammenhang dargelegten Ausführungen beziehen sich zunächst auf eine unveränderte relative öffentliche Verschuldung bei einem zunehmenden Bestand an öffentlichen Schulden; Budgetdefizite sind in der Höhe von  $(w_g - r) B$  zu realisieren. Die aus dem Bestand an Staatsschuldverschreibungen erwachsenden Zinsverpflichtungen finanziert der politische Entscheidungsträger durch die erneute Emission von Staatsschuldverschreibungen. Darüber hinaus erlaubt dieses Szenario Primärdefizite in Höhe von  $(w_g - r) B$ , ohne eine Veränderung der relativen öffentlichen Schulden zu bewirken.

Eine Modifikation dieser Betrachtung ist durch die Einbeziehung der monetären Autorität und damit der Geldpolitik möglich (siehe hierzu die Gleichung (B.1)). Gleichung (B.5) verändert sich unter Berücksichtigung der Veränderung der Geldmenge  $\Delta M$  zu [vgl. Burda und Wyplosz (1993, S. 294/295)]:

$$(B.7) \quad \Delta \left( \frac{B}{Y} \right) = \frac{G - T}{Y} + (r - w_g) \frac{B}{Y} - \frac{\Delta M}{PY}.$$

Die voranstehenden Überlegungen bleiben zunächst erhalten. Darüber hinaus wird die Stabilisierung des relativen Bestandes der öffentlichen Schulden durch »Seigniorage«  $\Delta M/P$  erleichtert. Die primären Budgetüberschüsse ( $T - G$ ) können dementsprechend geringer ausfallen. Eine teilweise bis vollkommene Finanzierung der staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter und Transfers durch »Seigniorage« ist prinzipiell möglich. Allerdings ist dies öfters mit Inflation verbunden [vgl. Burda und Wyplosz (1993, S. 295), Cezanne und Maennig (1994, S. 58–68), die Ausführungen in den Fußnoten 8 und 9 sowie den Abschnitt C.I.2.b]. Für die weitere Analyse sei wiederum lediglich die fiskalische Autorität und damit die Gleichung (B.5) betrachtet.

Gleichwohl bleiben einige Fragen offen:<sup>10</sup> Wird die relative Verschuldung über alle Maßen wachsen oder konvergiert sie gegen einen konstanten Grenzwert? Welche Aussagen existieren für die Zinslastquote, d. h. dem Anteil der Zinsverpflichtungen am Sozialprodukt? In diesem Zusammenhang ist die Beziehung zwischen den Wachstumsraten des Bestandes an Staatsschuldverschreibungen  $w_B$ , dem Zinssatz  $r$  sowie der Wachstums-

---

<sup>10</sup> Eine weitere oft diskutierte Problemstellung im Zusammenhang mit der intertemporalen Budgetbeschränkung geht der Frage nach, ob eine bestimmte realisierte Fiskalpolitik *nachhaltig* ist, d. h. längerfristig aufrechterhalten werden kann und hierbei mit der intertemporalen Budgetbeschränkung konform ist. [Einen Überblick über die entsprechenden »Sustainability«-Ansätze geben Masson (1985), Buitier (1985, S. 30–38), Kremers (1988), Blanchard et al. (1990), Wickens (1993), Cezanne und Maennig (1994, S. 58–62), Carlberg (1995) sowie Bohn (1991b, 1991c, 1995).] Die »Sustainability«-Ansätze unterstellen hierbei, daß der politische Entscheidungsträger eine bestimmte Fiskalpolitik für eine unendliche Anzahl von Perioden umsetzt. Diese Fiskalpolitik wird als dauerhaft tragfähig angesehen, wenn sie die intertemporale Budgetbeschränkung nicht verletzt. Da die Analyse äußerst komplex werden kann, sind zur Klärung der »Sustainability« einfache Fiskalpolitiken zu verwenden, die sich beispielsweise in (unveränderlichen) Prozentangaben der staatlichen Ausgaben am Volkseinkommen artikulieren. Damit folgt die Fiskalpolitik letztendlich nur einem Automatismus, der nicht mehr vom politischen Entscheidungsträger verändert werden kann. Einerseits ist die Unterstellung eines solchen Automatismuses äußerst stringent, da generell die politischen Entscheidungsträger regelmäßig eine Änderung ihrer Politik vornehmen können. Andererseits existiert die Präferenzierung einer (mehr oder weniger) strikten Regelbindung [siehe hierzu den Abschnitt D.II.5 sowie vertiefend Brennan und Buchanan (1985)]. Allerdings dürfte sich diese Regelbindung im Falle der Fiskalpolitik weniger auf eine einfache Prozentangabe beziehen. Auf die »Sustainability«-Ansätze wird nicht vertiefend eingegangen.

rate der Volkswirtschaft  $w_g$  von Interesse. Die grundlegende Analyse von Domar (1944) liefert hierzu einen Anhaltspunkt [vgl. auch Rübhelke (1995, S. 9–13)].<sup>11</sup> Domar (1944) untersucht die Entwicklungstrends und langfristigen Grenzwerte der relativen öffentlichen Verschuldung; hierbei wird von exogenen Raten des Wachstums des Sozialproduktes  $w_g$  und der öffentlichen Verschuldung  $w_B$  sowie einem exogenen Zinssatz  $r$  ausgegangen. Aus der analytischen Grenzwertbetrachtung folgt, daß »für den hypothetischen Fall einer unbegrenzt fortgesetzten Verschuldung in konstanter Relation zum Sozialprodukt und bei konstanter, von der Höhe der Staatsverschuldung unbeeinflusster Wachstumsrate des Sozialproduktes das Verhältnis von Staatsverschuldung und Sozialprodukt und damit auch die Relation der gesamten Zinsverpflichtungen zum Sozialprodukt einem festen Grenzwert zustrebt« [Gandenberger (1980, S. 498)]. Damit kann unter bestimmten Bedingungen den Befürchtungen, wonach bei einer lang- bis mittelfristig konstanten Neuverschuldung die Last der Zinsverpflichtungen absolut und relativ nicht mehr finanzierbar sind, entgegengewirkt werden. Unter den restriktiven Bedingungen der Modellwelt von Domar (1944) strebt danach die relative öffentliche Verschuldung gegen den Grenzwert  $w_B/w_g$ , welcher durch die Wachstumsrate der öffentlichen Verschuldung und der Wachstumsrate des Sozialproduktes determiniert ist. In ähnlicher Weise ergibt sich für den langfristigen Anteil der Zinsverpflichtungen ein Grenzwert  $rw_B/w_g$ . Sofern der Zinssatz der Wachstumsrate des Sozialproduktes entspricht, nähert sich die Rate der Zinsverpflichtungen derjenigen der Neuverschuldung an und die Neuverschuldungsquote reicht gerade aus, den Zinsverpflichtungen nachzukommen [vgl. Blankart (1994a, S. 332)]. Falls der Zinssatz kleiner sein sollte, ist das Gleichgewichtsniveau der Zinsverpflichtungen unter der laufenden relativen Neuverschuldung und die Neuverschuldung eröffnet einen Budgetspielraum.<sup>12</sup> Allerdings ist die Mo-

<sup>11</sup> Der Ansatz von Domar (1944) beruht auf einer unterbeschäftigten Volkswirtschaft und einem damit verbundenen konstantem Preisniveau. Innerhalb des Modellrahmens wurden sodann die Auswirkungen einer wachsenden Staatsverschuldung jeweils für eine stationäre und für eine wachsende Volkswirtschaft herausgearbeitet. Hierbei liegt die Annahme zugrunde, daß der staatliche Sektor in jeder Periode eine Nettoneuverschuldung in Höhe eines festen Prozentsatzes des Volkseinkommens realisiert. Die Schuldenlast definiert sich durch die durchschnittliche Steuerrate (bei Verwendung einer proportionalen Einkommensteuer), die zur Erfüllung der Zinsverpflichtungen bei einem festen Zinssatz notwendig ist. Für den Fall einer stationären Volkswirtschaft strebt die relative Verschuldung gegen unendlich, während die durchschnittliche Steuerrate gegen 100% konvergiert.

<sup>12</sup> Werden in die Überlegungen auch Veränderungen des Preisniveaus einbezogen, entstehen lediglich in bezug auf die relative öffentliche Verschuldung Entlastungen. Bei den Zinsverpflichtungen bestehen weniger prägnante Erleichterungen der öffentlichen Hand, da die inflationären Wirkungen – wo auch immer sie im Modell von Domar (1944) herkommen mögen – in den Zinsen erfaßt werden. Schlesinger et al. (1993, S. 52) präferieren unter anderem aus diesem Grunde eine stabilitätsorientierte Geldpolitik,

dellwelt von Domar (1944) ebenfalls konsistent mit der Aussage, daß die öffentliche Verschuldung und der mit ihr verbundene Schuldendienst eine starke Belastung für die Volkswirtschaft werden kann, wenn sich die Volkswirtschaft nicht in einer »Wachstums«phase befinden sollte [vgl. Blankart (1994a, S. 332/333)]. In diesem Fall übersteigt der Zinssatz die Wachstumsrate des Sozialproduktes und die Überlegungen im Zusammenhang mit der intertemporalen Budgetbeschränkung greifen. Anders gewendet: Die günstigen Auswirkungen des Modellrahmens von Domar (1944) – im Sinne einer Erweiterung des Budgetspielraumes – hängen wiederum an der Annahme, daß der Zinssatz geringer als die Wachstumsrate des Sozialproduktes ist. Die Konvergenz gegen einen Grenzwert unterstellt, daß die exogenen Variablen konstant sind und bleiben. Darüber hinaus darf die Wachstumsrate der öffentlichen Schulden weder über einen Effekt auf den Zinssatz noch auf die Wachstumsrate des Volkseinkommens verfügen. Allerdings sind diese potentiellen Effekte für den Fall der unterbeschäftigten Modellwelt von Domar (1944) nicht relevant.<sup>13</sup>

Als Fazit der technischen Betrachtung wird deutlich, daß die Unterscheidung zwischen den beiden Unterfällen der Variablenbeziehung einen bedeutenden Unterschied hinsichtlich der wirtschaftspolitischen Folgerungen der Fiskalpolitik beinhaltet:

1. Falls der Zinssatz  $r$  geringer ausfallen sollte als die Wachstumsrate des Volkseinkommens, stellt die öffentliche Verschuldung von der technischen Seite her kein Problem dar: Die Zinsverpflichtungen lassen sich durch die erneute Emission von Staatsschuldverschreibungen finanzieren. Diese Politik wird als Ponzi-Spiel bezeichnet. Darüber hinaus können permanent Primärdefizite realisiert werden. Schuldenarithmetische Berechnungen lassen den Schluß zu, daß der Schuldenstand  $B/Y$  gegen einen konstanten Grenzwert konvergiert [vgl. Schlesinger et al. (1993, S. 37/38)]:

$$(B.8) \quad \lim_{t \rightarrow \infty} \left( \frac{B}{Y} \right)_t = \frac{G - T}{w_g - r}.$$

d. h. die Vermeidung einer Akkommodierung der öffentlichen Verschuldung durch eine expansive Geldpolitik.

<sup>13</sup> Mückl (1981) erweitert den Ansatz von Domar (1944) durch die Berücksichtigung von kreditfinanzierten Sekundärdefiziten [vgl. auch Oberhauser (1995)]. In Übereinstimmung mit dem Ansatz von Domar (1944) gelangt Mückl (1981) zum Ergebnis, daß die Grenze der staatlichen Kreditaufnahme erreicht ist, wenn die »Last« der öffentlichen Verschuldung nicht mehr tragbar ist [vgl. auch Rübbelke (1995, S. 14–24)]. Die öffentlichen Schulden sind dann nicht länger tragbar, wenn die durch die öffentlichen Schulden erforderliche Besteuerung der Individuen von diesen nicht erbracht werden kann oder die private Kapitalbildung durch »Crowding-Out« zum Erliegen kommt [vgl. Rübbelke (1995, S. 23/24)].

2. Sofern hingegen die Wachstumsrate des Volkseinkommen kleiner als der Zinssatz sein sollte, sind früher oder später politisch nicht erwünschte Anpassungsmaßnahmen notwendig, welche zur Einhaltung der intertemporalen Budgetbeschränkung zwingend erforderlich sind. Hintergrund einer Veränderung der staatlichen Haushaltsentscheidungen ist, daß der Schuldenstand mit einem Expansionstempo wächst, welches sich dem Zinsniveau  $r$  annähert. Dahingegen nimmt das Sozialprodukt mit der Rate  $w_g$  zu [vgl. Schlesinger et al. (1993, S. 38)].

Im Rahmen der vorangegangenen technischen Analyse standen verschiedene Szenarien im Mittelpunkt, welche die intertemporalen Konsequenzen von Primär- und Sekundärdefiziten zum Gegenstand hatten. Diese Szenarien sind das Ergebnis eines exogen determinierten Zinssatz-Wachstums-Differentials. Auf Grundlage der Relation zwischen Zinssatz und Wachstumsrate des Volkseinkommens kann die Frage nach der Möglichkeit eines Ponzi-Spieles beziehungsweise der Gültigkeit der intertemporalen Budgetbeschränkung beantwortet werden. Die alleinige Beschreibung von exogen vorgegebenen Bedingungen und die Ermittlung von irgendwelchen Grenzwerten, gegen welche die relative öffentliche Verschuldung oder die Zinsverpflichtungen streben, reicht aber nicht aus. Interessanter ist vielmehr die Frage, welche ökonomischen Konsequenzen sowohl für den staatlichen Sektor als auch für Individuen mit den beiden Szenarien verbunden sind und wie die verschiedenen Modellsituationen theoretisch fundiert werden können. Die rein technische Betrachtungsweise vernachlässigt darüber hinaus im erheblichen Ausmaß die individuellen Entscheidungen. Es entsteht der Eindruck eines Automatismusses der Entwicklung der öffentlichen Verschuldung, der vollkommen losgelöst von jedem individuellen Handeln ist. Von besonderem Interesse – insbesondere in Hinblick auf die Problemstellung dieser Arbeit – ist die Einbeziehung von handelnden Individuen, welche ihre Entscheidungen auf der Basis des ökonomischen Verhaltensmodelles gründen.

### III. Überlappende Generationen, das Ponzi-Spiel und die intertemporale Budgetbeschränkung

Die vorangegangenen Überlegungen des Abschnittes B.II zur staatlichen Budgetgleichung sowie zur intertemporalen Budgetbeschränkung erlauben die Schlußfolgerung, daß unter bestimmten Bedingungen permanente Budgetdefizite im Sinne eines Ponzi-Spieles möglich sind. Eine solche Situation ist durch die »technische« Bedingung charakterisiert, daß der Zinssatz geringer als die Wachstumsrate des Outputs der Volkswirtschaft ist und da-



mit die aus der Wachstumstheorie bekannte Eigenschaft einer *dynamisch ineffizienten* Volkswirtschaft vorliegt [siehe hierzu Diamond (1965) sowie Farmer (1993, S. 103/104)].<sup>14</sup> Zu bedenken ist, daß die entsprechende Relation ewig halten muß. Die Ausführungen des vorangegangenen Abschnittes B.II haben vollständig von einer individuellen Fundierung abstrahiert. Da die ökonomische Analyse aber als Erklärung des menschlichen Verhaltens zu verstehen ist, bedarf es einer entsprechenden Analysemethodik, die individuelles Verhalten einbezieht.

Als Referenzansatz ist das makroökonomische Standardmodell von Ramsey (1928), der »Infinite-Horizon«-Ansatz optimierender Konsumenten, anzusehen. Es basiert auf der Annahme eines unendliche lange lebenden, repräsentativen Individuums. Im Rahmen dieses Modelles eines unendlichen Planungshorizontes läßt sich ein wettbewerbliches Gleichgewicht ableiten, welches durch *intertemporale Effizienz* und damit durch dynamische Effizienz gekennzeichnet ist [siehe hierzu Blanchard und Fischer (1989, S. 37–90) sowie Farmer (1993, S. 77–102)]. Blanchard und Fischer (1989, S. 37) gelangen zur Schlußfolgerung: »The infinite horizon assumptions turns out to have strong implications: together with the assumptions of competitive markets, constant returns to scale in production, and homogeneous agents, it typically implies that the allocation of resources achieved by a decentralized economy will be the same as those chosen by a central planer who maximizes the utility of the representative economic agent in the model.« In einer solchen Modellwelt ist die Realisierung eines Ponzi-Spieles folglich ausgeschlossen. Es ist zu fragen, unter welchen Modellbedingungen Ponzi-Spiele dann möglich sind?

Grundlage dieses Abschnittes III ist die Darstellung einer zum »Infinite-Horizon«-Ansatz alternativen theoretischen Modellierung, welche auch die Nutzenfunktionen optimierender Individuen einbezieht. Diese Modellwelt ist die Voraussetzung für die Realisierung eines Ponzi-Spieles; hierbei handelt es sich um den Ansatz *überlappender Generationen*.<sup>15</sup> Im Abschnitt 1

<sup>14</sup> Im Mittelpunkt des Interesses bei Modellen der Wachstumstheorie stehen langfristige Gleichgewichte. Diese »Steady-State«-Zustände sind durch den Umstand charakterisiert, daß die relevanten ökonomischen Variablen mit einer konstanten Rate zunehmen [vgl. Barro und Sala-i-Martin (1995, S. 19)].

<sup>15</sup> Der Ansatz überlappender Generationen geht auf Allais (1947) sowie Samuelson (1958) zurück. Eine ausführliche Darstellung des »Overlapping-Generations«-Ansatzes findet sich bei Blanchard und Fischer (1989, Kapitel 3) sowie bei McCandless (1992). Die Ansätze überlappender Generationen unterscheiden sich vom anderen makroökonomischen Standardmodell, dem »Infinite-Horizon«-Ansatz, erheblich [siehe die Darlegung des »Infinite-Horizon«-Ansatzes bei Blanchard und Fischer (1989, Kapitel 2) sowie bei Farmer (1993, Kapitel 5)]. Letzteres Modell unterstellt ein repräsentatives, unendlich lange lebendes Individuum, welches auch als sozialer Planer bezeichnet werden kann. (Der »Infinite-Horizon«-Ansatz wird daher mitunter auch »Representative-

werden unterschiedliche Ansätze überlappender Generationen behandelt, die sich in den Aussagen bezüglich der Gültigkeit der intertemporalen Budgetbeschränkung voneinander unterscheiden. Der verwendete grundlegende Modellrahmen läßt sich durch die Berücksichtigung des nicht-produzierbaren (aber produktiven) Faktors Land erweitern (Abschnitt 2); hiermit verbunden sind Implikationen in bezug auf die dynamische Effizienz einer Volkswirtschaft. Diese theoretischen Wachstumsmodelle sind ein erster Schritt zur Ergründung der Bedingungen für die Realisierung eines Ponzi-Spieles. Eine Erweiterung erfolgt durch Berücksichtigung von Ansätzen aus der Theorie des endogenen Wachstums; die im Abschnitt 3 betrachteten Ansätze konzentrieren sich auf die Interaktion zwischen dem endogenen Wachstum und dem Ponzi-Spiel. Abschnitt 4 untersucht die Auswirkungen eines stochastischen Modellrahmens auf die Bedingungen zur Einhaltung der intertemporalen Budgetbeschränkung. Im Mittelpunkt von Abschnitt 5 steht die Zusammenfassung der wesentlichen Erkenntnisse zur Relevanz eines Ponzi-Spieles.

### **1. Ansätze überlappender Generationen und die Gültigkeit der intertemporalen Budgetbeschränkung**

Abschnitt a) beschäftigt sich mit einem der ersten Ansätze überlappender Generationen, bei dem die öffentliche Verschuldung Gegenstand der Analyse war. Es wird gezeigt, daß unter bestimmten Modellbedingungen permanente Defizite zur wohlfahrtsökonomischen Verbesserung der Situation beitragen können; ein Ponzi-Spiel ist demnach möglich und wohlfahrtsökonomisch erwünscht. Abschnitt b) betont dahingegen die Bedeutung *intergenerationeller* Beziehungen und damit verbunden die Gültigkeit der intertemporalen Budgetbeschränkung. Im Rahmen von Abschnitt c) wird der Frage nachgegangen, ob die Existenz eines Ponzi-Spiel mit dem optimierenden Verhalten eines Individuums vereinbar ist. Abschnitt d) faßt die Erkenntnisse zusammen.

---

Agent«-Ansatz genannt.) Darüber hinaus existieren zwischen dem »Infinite-Horizon«-Ansatz sowie dem *Allgemeinen Gleichgewichtsansatz* von Arrow und Debreu (1954) und von Debreu (1959) Gemeinsamkeiten, die sich beispielsweise in der Gültigkeit der beiden Hauptsätze der Wohlfahrtsökonomie und wohldefinierten Gleichgewichten artikulieren [siehe zu diesen Gemeinsamkeiten die Ausführungen von Farmer (1993, S. 77)].



*a) Staatsschuldverschreibungen als wohlfahrtssteigerndes  
Instrument in einer dynamisch ineffizienten  
Volkswirtschaft*

Grundlage des Ansatzes von Diamond (1965) ist ein Modell überlappender Generationen, welches den fundamentalen Ansatz von Samuelson (1958) durch Einbeziehung reproduzierbaren Kapitals erweitert. Der Lebens- wie Planungshorizont eines Individuums besteht aus zwei Perioden, einer Arbeits- und einer Ruhestandsperiode. Lohneinkommen erhält ein Individuum nur in der ersten Periode; das Einkommen wird in der ersten Periode für Konsumausgaben und zur Bildung von Ersparnissen verwendet. (Aus den Ersparnissen resultiert über alle Individuen der Kapitalstock.) In der zweiten Periode löst ein Individuum seine Ersparnisse auf, um Konsumausgaben tätigen zu können. In jeder Periode  $t$  – bis auf die Anfangsperiode – existieren zwei Generationen: Die Mitglieder der in Periode  $t$  geborenen Generation (die Jungen) sowie die Mitglieder der in der Periode  $t - 1$  geborenen Generation (die Alten). Die Bevölkerung wächst mit einer exogen vorgegebenen Rate  $n$ . Im Rahmen des Ansatzes überlappender Generationen von Diamond (1965) ziehen die Individuen nur Nutzen aus ihrem *eigenen* Konsum.

Es lassen sich methodisch zwei verschiedene »Lösungstechniken« unterscheiden: (1) die Allokation der Ressourcen auf der Grundlage einer dezentralisierten wettbewerblichen Volkswirtschaft (Marktlösung) und (2) die Allokationslösung für den Fall eines allwissenden sozialen Planers. Die Marktlösung kann dann verglichen werden mit der Allokationslösung des sozialen Planers; letztere ist als Referenzlösung anzusehen [vgl. hierzu Blanchard und Fischer (1989, S. 97/98)]. Für die Optimierungsaufgabe des sozialen Planers ist eine adäquate Wohlfahrtsfunktion aufzustellen; Blanchard und Fischer (1989, S. 98) unterstellen, daß der soziale Planer »the present discounted value of current and future utilities, using a social discount rate« maximiert. Die Marktlösung ist auf Pareto-Optimalität zu untersuchen.<sup>16</sup>

Der Modellansatz von Diamond (1965) kann sowohl den Fall der dynamischen Effizienz als auch den der dynamischen Ineffizienz abbilden. Die Fallunterscheidung ist abhängig von der exogen vorgegebenen Beziehung zwischen dem Zinssatz  $r$  und der Wachstumsrate des Outputs. Daneben ist die Beziehung zwischen den beiden obigen Allokationslösungen von Inter-

---

<sup>16</sup> Die Pareto-Optimalität ist durch Verwendung der *modifizierten Goldenen Regel* bestimmt, wonach approximativ die marginale Produktivität der Summe aus sozialer Diskontrate und der Rate des Bevölkerungswachstums gleichgesetzt wird [vgl. Blanchard und Fischer (1989, S. 100)].

esse. Vergleicht man die beiden Allokationsmechanismen, dann kann festgehalten werden, daß sich unterschiedliche Ergebnisse einstellen, sofern die Volkswirtschaft durch dynamische Ineffizienz charakterisiert ist. Zeichnet sich die Volkswirtschaft durch dynamische Effizienz aus, existieren keine Unterschiede zwischen den beiden Allokationsmechanismen.

Die dynamische Ineffizienz manifestiert sich in einem zu großen Kapitalbestand des wettbewerblichen, dezentralisierten Gleichgewichtes im Verhältnis zur Allokation durch den sozialen Planer [vgl. die Darstellung von Farmer (1993, S. 103–123)].<sup>17</sup> In den Worten von Farmer (1993, S. 119): »An economy is said to be *productively dynamically inefficient* if the stock of capital is greater than the golden rule stock of capital and if it remains bounded away from the golden rule, from above, for all time.« Die Marktlösung kann nicht pareto-optimal sein, da eine Reduzierung des Kapitalbestandes eine Zunahme des Konsumes und damit des Nutzens der Individuen zur Folge hat. »This is because the capital stock has become so large that its productivity is outweighed by the amount of resources that have to be used up each period just to provide the newborn with the existing level of capital per worker: the economy staggers under the weight of the need to maintain the per capita capital stock constant« [Blanchard und Fischer (1989, S. 102/103)]. Das wettbewerbliche, dezentralisierte Gleichgewicht bei dynamischer Ineffizienz ist durch die Erkenntnis charakterisiert, daß die Ressourcenallokation mit einer übermäßigen Kapitalakkumulation im Verhältnis zur modifizierten Goldenen Regel nicht pareto-optimal ist [siehe Diamond (1965, S. 1130–1135)]. Jedes Individuum könnte seine Position durch die Reduzierung des Kapitalstockes verbessern.<sup>18</sup> Der wettbewerbli-

---

<sup>17</sup> Das Problem der dynamischen Ineffizienz und damit der Kapitalüberakkumulation wurde schon frühzeitig analysiert [siehe beispielsweise Malinvaud (1953), Cass (1972a, 1972b) sowie die zusammenfassende Darstellung bei Farmer (1993, S. 118–120)]. Eine Einschätzung der Pareto-Effizienz eines ökonomischen Gleichgewichtes ist durch Beachtung der Arrow-Debreu-Preise, die im Gleichgewicht vorhanden sind, möglich. Malinvaud (1953) leitet eine Bedingung für die dynamische Ineffizienz einer nicht-wachsenden Volkswirtschaft unter Verwendung der Arrow-Debreu-Preise ab: Danach muß der aktuelle Arrow-Debreu-Preis für die Lieferung in der unendlichen Zukunft unendlich sein; demnach kann der Zinssatz negativ werden und für den großen Teil des Zeithorizontes negativ bleiben [siehe auch Farmer (1993, S. 119)]. Cass (1972a) charakterisiert das Problem der Kapitalüberakkumulation – und damit die langfristige Ineffizienz einer Volkswirtschaft – durch das asymptotische Verhalten des Nettozinssatzes der Volkswirtschaft [vgl. Cass (1972a, S. 201)]. »Roughly speaking, the criterion is that a growth path is inefficient if and only if the terms of trade from the present to the future worsen at a sufficiently rapid rate as the future recedes into the distance« [Cass (1972a, S. 201)]. Falls die über einen unendlichen Horizont gehende Summe der Zinsfaktoren – eins plus der Zinssatz – kleiner als unendlich sein sollte, ist die dazugehörige Allokation dynamisch ineffizient [vgl. Farmer (1993, S. 119)].

<sup>18</sup> Voraussetzung für eine Pareto-Verbesserung ist allerdings die Annahme, daß die Volkswirtschaft unendlich lange existiert und damit definitiv keine letzte Generation

che, dezentralisierte Allokationsmechanismus ist nicht in der Lage für den unterstellten Modellrahmen, diese Reduzierung des Kapitalstockes zu bewerkstelligen.

Staatliches Handeln ist daher gefragt. Erst die Verwendung von permanenten Budgetdefiziten reduziert diesen (übermäßigen) Kapitalstock und induziert eine Pareto-Verbesserung. Diamond (1965, S. 1137) läßt die öffentlichen Schulden mit der Rate des Bevölkerungswachstums ansteigen; ein Teil der Zinsverpflichtungen finanziert sich durch die Emission neuer Staatsschuldverschreibungen, während der Rest durch Steuern abgedeckt wird. »It should be noted that in the case of an inefficient competitive solution, where the rate of growth exceeds the rate of interest, this implies negative taxes« [Diamond (1965, S. 1137)]. Damit stellen die öffentlichen Schulden ein Mittel zur Erreichung des pareto-optimalen Goldenen Pfades dar. Ohne die öffentlichen Schulden wäre das Ergebnis pareto-inferior. Der staatliche Sektor kann unter Zuhilfenahme des Instrumentes der öffentlichen Schulden eine Wohlfahrtsverbesserung bewirken. Diese ist auch anzustreben. In dieser Sichtweise agiert der politische Entscheidungsträger als wohlfahrtsmaximierender, allwissender Diktator.

O'Connell und Zeldes (1988, S. 431) fassen die Ergebnisse zusammen: »The Diamond (1965) overlapping generations model... has steady states in which the interest rate is below the growth rate of the labor force and government debt per capita is positive. In these steady states, the total stock of government debt is increasing at a rate higher than the interest rate. New debt finances all of the interest payments on the existing debt plus some additional transfers to the young. This means that the government can cut current taxes by a small amount without ever raising future taxes to finance the increased interest payments.« Es folgt, daß zur Erreichung eines pareto-optimalen Zustandes für den Fall einer dynamisch ineffizienten Volkswirtschaft die öffentlichen Schulden verwendet werden können. [Siehe zu alternativen sozialen Institutionen Farmer (1993, S. 108–110).] Diese reduzieren den Kapitalstock und haben hierdurch eine Zunahme der Kapitalproduktivität zur Folge; ein Pareto-Optimum wird erreicht. Die mit der öffentlichen Verschuldung verbundenen Zinsverpflichtungen – diese stellen für die optimierenden Individuen den Anreiz zur Erwerbung der Staatsschuldverschreibungen dar – werden wiederum durch die Ausga-

---

vorhanden ist. Würde nämlich in dieser Modellwelt eine letzte Generation existieren, entsteht durch eine Verringerung des Kapitalstockes mittels Reallokation auch eine verringerte Konsum für die letzte Generation. Auf der Basis des der Wohlfahrtsökonomie zugrundeliegenden Pareto-Kriteriums kann daher diese Reallokation der Ressourcen nicht bewerkstelligt werden.

be neuer Wertpapiere finanziert, so daß eine nutzenreduzierende Steuererhebung entfällt.<sup>19</sup>

Allerdings ist eine Voraussetzung für die wohlfahrtsverbessernde Wirkung des Einsatzes öffentlicher Schulden im Sinne eines Ponzi-Spieles, daß *permanent* neue Individuen in die Volkswirtschaft hinzutreten [siehe zur Begründung Tirole (1982) sowie die Ausführungen im Abschnitt c)]. Die Realisierung eines Ponzi-Spieles hängt somit – in Analogie zu den Seifenblasen-Überlegungen von Tirole (1982, 1985) – von der Existenz einer unendlichen Anzahl unabhängiger Marktteilnehmer über einen unendlichen Zeithorizont ab.<sup>20</sup> Des weiteren kann auf der Basis der Modellüberlegungen von Tirole (1985) gefolgert werden, daß die Volkswirtschaft sich in einem dynamisch ineffizienten Zustand befinden muß, damit ein Ponzi-Spiel durchgeführt werden kann. Nach Blanchard und Fischer (1989, S. 107) ist das dynamisch ineffiziente Gleichgewicht der dezentralisierten, wettbewerblichen Volkswirtschaft bei Diamond (1965) weniger durch den endlichen Lebenshorizont der Individuen begründet als vielmehr durch den Umstand, daß die Präferenzen zukünftiger Generationen heutige Entscheidungen nicht beeinflussen. Die modifizierte Goldene Regel wird bei hinreichender Gewichtung der Präferenzen zukünftiger Generationen (durch die heute lebenden Individuen) erreicht.

#### *b) Intergenerationelle Nutzenfunktionen und dynamisch effiziente Volkswirtschaften*

Diamond (1965) geht in seinem Ansatz überlappender Generationen von einer dynamisch ineffizienten Volkswirtschaft aus, die durch die Verwendung der öffentlichen Schulden auf den Goldenen Pfad zurückkehren kann und damit eine Wohlfahrtsverbesserung erfährt. Jedoch besteht zwischen den verschiedenen Generationen keine Beziehung; dies ist ein potentiell-

---

<sup>19</sup> Barro (1976, S. 344) schildert die Implikationen der dynamischen Ineffizienz im Ansatz von Diamond (1965): »In this case it is possible to finance all of the future interest payments without incurring any future taxes by having the debt grow forever at rate  $r$ . In this situation... it appears that debt issue would be regarded as net wealth and would therefore raise aggregate demand. Further, it seems that a sufficient amount of debt issue would cause enough of a shift from saving to consumption so that the steady-state return would be raised to (just) exceed the growth rate.«

<sup>20</sup> Für den Fall der dynamischen Ineffizienz im Modell überlappender Generationen von Diamond (1965) sowie der hier möglichen Realisierung eines Ponzi-Spieles ist der Schluß zu ziehen, daß die öffentlichen Schulden als eine (öffentliche) Seifenblase anzusehen sind, durch welche eine Pareto-Verbesserung bewirkt wird [vgl. Blanchard und Fischer (1989, S. 233/234)]. Für eine Darstellung von Seifenblasen sei auf die Beiträge von Azariades (1981), Tirole (1982), Hamilton und Whiteman (1985), Garber (1990) sowie auf Blanchard und Fischer (1989, S. 227–233) verwiesen.

ler Grund für die Möglichkeit der Realisierung eines Ponzi-Spieles. Barro (1974) stellt durch Verwendung einer intergenerationellen Nutzenfunktion die Beziehung zwischen den Generationen her. Die gewählte Modellierung hat den Ausschluß eines Ponzi-Spieles zur Folge. Abschnitt aa) stellt knapp das Modell von Barro (1974) dar. Abschnitt bb) widmet sich der Problematik der intergenerationellen Nutzenfunktionen sowie der Existenz wirksamer Erbschaften.

#### aa) Das Modell von Barro (1974) und die Ricardianische Äquivalenz

Barro (1974) benutzt eine Version eines auf Samuelson (1958) und Diamond (1965) zurückgehenden Modelles überlappender Generationen, in dem jedes Individuum zwei Perioden lang lebt. Darüber hinaus liegt dem Ansatz von Barro (1974) die Vorstellung zugrunde, daß jedes Individuum einen direkten Nachfahren hat. Barro (1974) verknüpft ein Individuum mit seinem direkten Nachfahren, indem er die Nutzenfunktion des Kindes in diejenige des Vorfahren einfügt. In gleicher Art verfährt der direkte Nachfahre. Die ganze Dynastie dieser »Familie« kann somit als *ein* Individuum mit unendlicher Lebenszeit aufgefaßt werden. Verallgemeinert ist daher für die Individuen einer Generation zu folgern: Die Eltern handeln so, als würden sie unendlich lange leben, obgleich sie in der Realität nur über ein endlich lange dauerndes Leben verfügen.<sup>21</sup>

Der Nutzen eines Individuums der  $i$ -ten Generation bestimmt sich aus dem Konsum der beiden Perioden und dem maximal erreichbaren Nutzenniveau seines direkten Nachfahrens:

$$(B.9) \quad U_i = U_i(c_i^1, c_i^2, U_{i+1}^*).$$

Für dieses Modell läßt sich zeigen, daß durch eine defizitfinanzierte Steuer senkung das maximal erreichbare Nutzenniveau jeder Generation durch das Haushaltsdefizit unverändert bleibt und die Konsumausgaben ebenfalls keiner Änderung unterliegen [siehe Barro (1974, S. 1097–1105)]. (Unterstellt sei ein konstanter und gegebener Pfad der staatlichen Ausgaben, der sich bei dieser Umschichtung der Finanzierungsmöglichkeiten der Staatsausgaben nicht verändert.) Das heißt, solange *wirksame intergenerationelle*

---

<sup>21</sup> Siehe vertiefend zum Ansatz von Barro (1974) vor allem die Beiträge von Bernheim (1987), Aschauer (1988a), Leiderman und Blejer (1988), Barro (1989a, 1989b) sowie die Ausführungen von Seater (1993). Die Beiträge geben einen umfassenden Überblick über die theoretischen Grundlagen des Barro-Ricardo-Äquivalenztheorems und darüber hinaus werden eine Vielzahl von empirischen Untersuchungen beschrieben.

Transferzahlungen bestehen – nach Barro (1974, S. 1097) im Sinne einer *inneren* Lösung in bezug auf die Erbschaften oder Geschenke zwischen den Generationen – existieren durch die Veränderung der staatlichen Finanzierungsstruktur keine Nettovermögenseffekte. Barro (1974, S. 1097) fährt fort: »This result does not hinge on current generations' weighing the consumption or utility of future generations in any sense on an equal basis with own consumption, nor does it depend on current generations' placing direct weight at all on the consumption or utility of any future generation other than the immediate descendant. Current generations act effectively as though they were infinite lived when they are connected to future generations by a chain of operative intergenerational transfers.« Somit folgt: Solange die gegenwärtige Generation mit allen anderen weiteren Generationen über eine Kette von intergenerationellen Transferzahlungen verbunden ist, weisen die öffentlichen Schulden keine Effekte auf [vgl. Barro (1974, S. 1106)].<sup>22</sup> Die Eltern hinterlassen ihren Kindern entsprechende Erbschaften, um eine steuerliche Belastung der Kinder durch die zukünf-

---

<sup>22</sup> Die Ergebnisse des Ansatzes der Ricardianischen Äquivalenz (Barro-Ricardo-Äquivalenztheorem) basieren auf einer Reihe von Annahmen [vgl. Barro (1989a, S. 204)]. Erstens: Ein repräsentatives Individuum mit einem unendlichen Planungshorizont existiert; dies kann bei endlich lange lebenden Individuen mittels der intergenerationellen Nutzenfunktionen adäquat modelliert werden. Zweitens: Der Kapitalmarkt, auf denen die Marktteilnehmer und der staatlichen Sektor Kredite aufnehmen oder Ersparnisse verleihen, ist perfekt. Drittens: Die Individuen verfügen über perfekte Voraussicht bezüglich ihrer zukünftigen Steuerlast. Viertens: Dem politischen Entscheidungsträger stehen nicht verzerrende Pauschalsteuern zur Verfügung, so daß Wohlfahrtsverluste vermieden werden. Fünftens: Die Analyse geht von einem gegebenen Pfad der staatlichen Ausgaben aus. [Einen Überblick hinsichtlich der Konsequenzen eines veränderten Modellrahmens geben Barro (1989a) sowie Seater (1993).] Einige Autoren vertreten die These, daß bereits diese restriktiven Annahmen zur Beurteilung der Ricardianischen Äquivalenz herangezogen werden können [siehe zum Beispiel die Ausführungen von Bernheim (1987)]. Hierzu seien zwei Anmerkungen erlaubt. Erstens: Barro (1989c, S. 9) verweist auf den Umstand, daß eine Abschwächung der seinem Ansatz zugrundeliegenden Annahmen keine Ergebnisse im Sinne der traditionellen Ansätze bedingen [siehe auch Barro (1989a)]. Zweitens: Wird den Überlegungen von Friedman (1953a) gefolgt, ist die Überprüfung der Realitätsnähe einer Annahme *kein* geeignetes Evaluierungskriterium für die zugrundeliegende Theorie. Realitätsferne Annahmen sind zur Beurteilung theoretischer Ansätze ungeeignet. Vielmehr ist auf die empirische Evidenz eines Ansatzes zu achten. Das Barro-Ricardo-Äquivalenztheorem war Gegenstand einer Vielzahl von empirischen Untersuchungen mit unterschiedlichen Ansatzpunkten der Analyse sowie widersprüchlichen Ergebnissen [siehe die Überblicksartikel von Bernheim (1987), de Haan und Zelhorst (1988), Barro (1989a) und Seater (1993)]. Diese Studien lassen den Schluß zu, daß die Ricardianische Äquivalenz eine gute Approximation der Realität darstellt [siehe vertiefend Seater (1993, S. 180–184) sowie insbesondere Evans (1991)]. Das Barro-Ricardo-Äquivalenztheorem beruht zwar auf restriktiven Annahmen, ist aber logisch konsistent. Seater (1993, S. 184) gelangt insgesamt zu folgendem Ergebnis: »Theoretically, we can be almost certain that Ricardian equivalence is not literally true; it simply requires too many stringent conditions to be believable. Nevertheless, equivalence appears to be a good approximation... Empirical success and analytical



tigen Steuern zu vermeiden. Der Erbschaftsbetrag entspricht daher genau dem Betrag, den die nachfolgenden Generationen noch an zusätzlichen Steuern für die Zinsleistung des Kredites leisten müssen. Barro (1989a, S. 207) gelangt zum Ergebnis, daß die Kinder von ihren Eltern *hinreichend* geliebt werden müssen. Diese »Liebe« äußert sich in Erbschaften in hinreichender Höhe, so daß die zukünftigen Zinsverpflichtungen aus einer heutigen Verschuldung gedeckt sind und den Nachfahren kein finanzieller Schaden entsteht. Die Ricardianische Äquivalenz, d. h. die Invarianz der staatlichen Finanzierungsentscheidung, wird hierdurch begründet; diese Invarianz bedeutet, daß die Finanzierungsstruktur keinen realen Effekt auf die makroökonomische Variablen ausübt. Demnach ist auch die Höhe der öffentlichen Schulden weitgehend irrelevant. Durch die Existenz der wirksamen intergenerationellen Transfers entsteht eine Verknüpfung von endlich lange lebenden Individuen, so daß letztendlich ein handelndes Individuum generiert wird, welches derart optimiert, *als ob* es über einen unendlichen Planungshorizont verfügt. Es tritt hierdurch eine Allokationslösung im Sinne des Ansatzes von Ramsey (1928) ein.

Die Überlegungen von Barro (1974) lassen den Schluß zu, daß der politische Entscheidungsträger kein Ponzi-Spiel durchführen kann. Damit ist letztendlich für den politischen Unternehmer die intertemporale Budgetbeschränkung eine ökonomische Restriktion. Die Erfüllung der intertemporalen Budgetbeschränkung wird durch die *Transversalitätsbedingung* gewährleistet, wonach für einen unendlichen Planungshorizont der Schuldenstand mit einer Wachstumsrate zunimmt, die kleiner als der Zinssatz ist [siehe hierzu beispielsweise den Ansatz von Barro (1989a, S. 179–182 und 202–205)].<sup>23</sup>

#### bb) Intergenerationelle Nutzenfunktionen und wirksame Erbschaften

Der Ansatz überlappender Generationen von Barro (1974) betont die Relevanz *wirksamer* Transferzahlungen zur Erreichung eines Ergebnisses

---

simplicity make Ricardian equivalence an attractive model of governmental debt's effects on economic activity.«

<sup>23</sup> Aus der Sicht von Minford (1992, S. 165) folgt: »The government's solvency or transversality condition can therefore be seen to be commonsense condition that after some date it must generate *primary surpluses*: these allows the debt to be paid off. It may seem puzzling that even so debt can go on rising for ever, never actually being paid off. Yet this is just a trick of infinite time: if time were finite, then of course the solvency condition would force the government to produce enough primary surplus in last period to pay off its debt. Because time is infinite, people are happy to hold the debt provided the present value of primary surpluses backs it, postponing (possibly for ever) actual repayment, knowing they can claim their money back at any time.«

im Sinne des »Infinite-Horizon«-Modelles von Ramsey (1928). Anders ausgedrückt: Mit Hilfe einer intergenerationellen Nutzenfunktion sowie der Existenz wirksamer Erbschaften, wie sie dem Ricardianischen Ansatz von Barro (1974) zugrundeliegen, kann dynamische Ineffizienz und damit ein Ponzi-Spiel ausgeschlossen werden. Folglich ist die von Barro (1974) gewählte Form der intergenerationellen Nutzenfunktion sowie die Existenz von wirksamen Erbschaften zentral zur Erreichung seines Ergebnisses. Aus diesem Grunde erfreute sich die Thematik der Motive von Erbschaften besonderer Forschungsaktivitäten. Auf gewisse Art unterstellt die von Barro (1974) verwendete intergenerationelle Nutzenfunktion (siehe die Gleichung (B.9)) ein *altruistisches* Erbschaftsmotiv, da das maximal erreichbare Nutzenniveau des direkten Nachfahren in die Nutzenfunktion eines Individuums eingeht. Dies läßt sich angesichts des verwendeten ökonomischen Verhaltensmodelles zunächst kritisch hinterfragen, da hier von *eigennützigen* Individuen ausgegangen wird. Die Überlegungen von Becker (1974, 1981) zur »Ökonomischen Theorie der Familie« sowie zu seinem »Rotten-Kid«-Theorem lassen den Schluß zu, daß innerhalb der Familie Altruismus vorkommt. Innerhalb der Familie stellt Altruismus eine effiziente Umgangsform dar. Hingegen ist der Eigennutz bei marktlichen Interaktionen effizient [siehe vertiefend Becker (1981)]. Das »Rotten-Kid-Theorem« schließt allerdings Konflikte innerhalb der Familie nicht aus – insbesondere Verteilungsstreitigkeiten existieren. Becker (1981, S. 8/9) faßt die zentralen Ergebnisse zusammen: »[T]he Rotten Kid Theorem implies harmonious production of income in families with altruistic members: even selfish and envious children or spouses behave altruistically in all decisions that affect production... Therefore, families with both altruistic and selfish members have neither perfect harmony nor pervasive conflict, but harmony in production and conflict over distribution.«

Neben diesem altruistischen Motiv für Erbschaften lassen sich aber weitere Gründe nennen, warum Individuen ihren Nachfahren etwas hinterlassen [siehe die Zusammenfassung von Bernheim (1987, S. 265–269) sowie von Seater (1993, S. 148–151)]: So können Erbschaften als strategisches Instrument oder als Versicherung zwischen Familienmitgliedern eingesetzt werden sowie aufgrund einer unsicheren Einschätzung der Lebensdauer erfolgen.<sup>24</sup> Neben Erbschaften besteht die Möglichkeit, daß die Kinder ihre

---

<sup>24</sup> Bei Erbschaften als einem strategischen Instrument steht die Erzwingung eines wohlgefälligen Verhaltens des potentiellen Begünstigten im Mittelpunkt [siehe hierzu Seater (1993, S. 148)]. Bernheim et al. (1985) modellieren beispielsweise einen Ansatz, bei dem Erbschaften einen Anreiz zur intensiven Betreuung der Eltern initiieren soll. Erbschaften sind somit nicht als Übertragung ohne Gegenleistung zu verstehen, sondern als Entlohnung für erbrachte Dienste. Barro (1989a, S. 209) interpretiert diesen Ansatz dahingehend, daß die Beziehung zwischen den Generationen als reine Trans-



Eltern unterstützen [siehe den Überblick bei Seater (1993, S. 150) sowie Bernheim (1987, S. 265/266)]. Sofern ausschließlich die Kinder ihre Eltern mittels Geschenke unterstützen, bleibt bei wirksamen Transfers die Ricardianische Äquivalenz erhalten [vgl. Seater (1993, S. 150)]. Modelle mit wechselseitigen Transferzahlungen sind hingegen durch erhebliche Probleme charakterisiert. »This situation is more complex than it might seem at first: if parents care about their children and children also care about their parents, the model may cycle and have no solution« [Seater (1993, S. 150)]. Unter bestimmten Bedingungen besitzen solche Modelle eine Lösung; es existiert ein Zinssatzintervall, welches zwar die Lösung der Goldenen Regel einschließt, bei denen aber weder Geschenke noch Erbschaften erfolgen, so daß die Ricardianische Äquivalenz nicht länger gültig ist. Dieses Modellergebnis bedeutet, daß die Volkswirtschaft sich hinreichend nahe an der Lösung der Goldenen Regel befindet [vgl. Kimball (1987)]. Nach Seater (1993, S. 150) dürfte prinzipiell der Altruismus seitens der Eltern größer sein als derjenige der Kinder ihren Eltern gegenüber.<sup>25</sup> Zusätzlich kann auf soziobiologische Überlegungen zurückgegriffen werden, wonach »altruism toward one's children would be biologically efficient, whereas reverse altruism would not be, so that one-sided altruism

---

aktion auf einem Markt anzusehen ist. Folglich wäre zu erwarten, daß die Eltern den Kindern Löhne zahlen und nicht den Umweg über Erbschaften wählen. Kotlikoff et al. (1990) stellen eine Situation dar, in welcher die Kinder durch Abschreckung veranlaßt werden, keine Reduzierung der eigenen und der Wohlfahrt ihrer Eltern vorzunehmen. Nach Seater (1993, S. 148) ist nicht auszuschließen, daß Familien als unvollkommener Annuitätenmarkt angelegt sind, durch den eine Versicherung der Familienmitglieder gegen einen zu geringen Konsum aufgrund eines unerwartet hohen Planungshorizontes ermöglicht wird [vgl. Kotlikoff und Spivak (1981)]. Erbschaften lassen sich darüber hinaus auch durch die unsichere Einschätzung des Planungshorizontes erklären. Das Erbe ist durch einen »Unfall« bedingt: Eigentlich sollte das gesamte Vermögen zum Todeszeitpunkt gerade verbraucht sein, aber der Tod kam zu plötzlich und zu früh. Anders gewendet: Wäre die Lebensdauer mit Sicherheit bekannt, würden die Aktiva aufgebraucht sein und den Nachfahren würde keine Erbschaft zugute kommen. Es sind jedoch marktliche Lösungen denkbar, die selbst bei unsicheren Lebenshorizont die – vermeintlich – nicht erwünschte Existenz von Erbschaften beseitigt. Leibrenten können als ein derartiges Instrument angesehen werden. Allerdings wird nur ein Bruchteil des privaten Vermögens in Leibrenten gehalten [siehe Friedman und Warshawsky (1990)]. Einen Überblick über empirische Studien zum Erbschaftsverhalten bietet Seater (1993, S. 157/158). Danach erfolgen in der Tat erhebliche Vermögensübertragungen mittels Erbschaften; inwieweit sie durch Altruismus oder andere Motive bestimmt sind, ist abschließend an dieser Stelle nicht zu klären, da die empirischen Untersuchungen hierzu widersprüchliche Ergebnisse liefern.

<sup>25</sup> Siehe hierzu auch die Überlegungen von Becker (1993c, S. 302), wonach lediglich Transfers, die den Kindern zugute kommen, effizient sind. Aus dieser Sicht heraus sind die Zuwendungen den Kindern gegenüber produktiver als Zuwendungen von den Kindern zu den Eltern; dies ist einerseits begründet durch die durchschnittlich längere verbleibende Lebenserwartung der Kinder und andererseits durch den Umstand, daß die Eltern einen größeren Bestand an Humankapital akkumuliert haben.

should be expected« [Seater (1993, S. 151, Fußnote 15)]. Schwierigkeiten – in bezug auf wirksame Transfers und damit die Gültigkeit der Ricardianischen Äquivalenz – bestehen ebenfalls, wenn einige Individuen über keine Nachfahren verfügen und daher auch kein Erbe hinterlassen [siehe Seater (1993, S. 151) sowie Barro (1989b)]. Diese Individuen sind demnach nicht mit zukünftigen Generationen verbunden, so daß für sie kein unendlicher Planungshorizont unterstellt werden kann. Sie agieren folglich auf der Basis des endlichen Lebenshorizontes des Modelles überlappender Generationen. Reale Effekte lassen sich nunmehr nicht ausschließen. Eine Abschwächung dürfte durch Familien mit Kindern erfolgen: »Families with children will recognize that the existence of childless families implies a disproportionate share of future taxes to be borne by their own children, and they will increase their bequests to offset it« [Seater (1993, S. 151)]. Allerdings ist nicht zu erwarten, daß Familien mit Kindern einen vollständigen Ausgleich vornehmen [vgl. Barro (1989b, S. 41)].<sup>26</sup>

Zu klären ist, welche Bedingungen erfüllt sein müssen, damit die Erbschaften im Sinne von Barro (1974) *wirksam* sind. Laut Weil (1987, S. 377) hängt die Gültigkeit der Ricardianischen Äquivalenz »in an economy with a bequest motive, on whether bequests are indeed operative in the economy without government debt.« Formale Überlegungen wurden aber in den wenigsten Ansätzen vorgenommen.<sup>27</sup> Aus diesem Grunde geht Weil (1987)

---

<sup>26</sup> In diesem Zusammenhang stellt sich die Frage, warum einige Individuen keine Nachfahren haben. Neben biologischen Gründen existiert auch eine ökonomische Theorie des Fertilitätsverhaltens. Einige Ansätze berücksichtigen hierbei die Implikationen der öffentlichen Verschuldung [siehe beispielsweise Lapan und Enders (1990), Wildasin (1990) sowie Becker und Barro (1988)]. Becker und Barro (1988) entwickeln auf der Grundlage altruistischer Eltern eine endogene Theorie der Fertilität. Ihr Ansatz impliziert, »that the welfare of all generations of a family are linked through a dynastic utility function that depends on the consumption, fertility, and number of descendants in all generations. The head of a dynastic family acts if he maximizes dynastic utility subject to a dynastic resource constraint that depends on the wealth inherited by the head, the cost of rearing children, and earnings in all generations« [Becker und Barro (1988, S. 23)]. Die Fertilität hängt positiv vom langfristigen Zinssatz ab; daneben existieren negative Beziehungen zur Rate des technischen Fortschritts und zur Wachstumsrate der Transferzahlungen. Lapan und Enders (1990) verwenden den Modellrahmen von Becker und Barro (1988), um die Auswirkungen der öffentlichen Schulden zu analysieren. Durch die öffentliche Verschuldung, die mit zukünftigen Steuerzahlungen verbunden ist, nehmen die Kosten der Kindeszeugung zu. Dies wiederum beinhaltet die Nichtgültigkeit der Ricardianischen Äquivalenz, da die Eltern veranlaßt werden »to substitute own consumption and larger bequests per child for the number of offspring« [Lapan und Enders (1990, S. 228)].

<sup>27</sup> Barro (1974) nennt nur einige Faktoren, die zu wirksamen Erbschaften führen. In gleicher Richtung gehen die Überlegungen von Drazen (1978). Buiter (1979) sowie Carmichael (1982) beschreiben ausschließlich stationäre Gleichgewichte mit wirksamen intergenerationellen Transfers ohne Ableitung von Existenzbedingungen [vgl. Weil (1987, S. 378)].

der Frage nach, welche Bedingungen erfüllt sein müssen, damit wirksame Erbschaften unter einem altruistischen Erbschaftsmotiv vorliegen. Prinzipiell darf im Gleichgewicht keine Überakkumulation des Kapitals vorliegen. Wirksame intergenerationelle Erbschaften können nicht zusammen mit übermäßigen Ersparnissen – genauer: mit einem zu großen Kapitalstock – realisiert werden. Auf der Grundlage des Ansatzes von Barro (1974) folgt, daß *wirksame* Erbschaften und dynamische Ineffizienz sich ausschließen.<sup>28</sup> Die formale Ableitung der Bedingung für wirksame Erbschaften ist Gegenstand des Ansatzes von Weil (1987). Unter Berücksichtigung des zweiperiodigen Ansatzes überlappender Generationen in der Interpretation von Barro (1974) besteht zunächst eine direkte Beziehung zwischen »the efficiency characteristics of the economy without bequest motive, and the possibility of bequests being operative in the economy with public debt« [Weil (1987, S. 378)]. Notwendige und hinreichende Bedingung für wirksame Erbschaften ist nach Weil (1987, S. 378), daß die Kinder von den Eltern *hinreichend* geliebt werden. Unter bestimmten Bedingungen läßt sich diese qualitative Aussage in eine quantitative Bedingung überführen. Hierzu sei durch  $\beta$  der intertemporale und durch  $\tau$  der intergenerationelle Diskontfaktor definiert; beide liegen zwischen null und eins. Weil (1987) geht sodann bei seiner Ableitung einer quantitativen Bedingung von der nachstehenden altruistischen Nutzenfunktion aus:

$$(B.10) \quad U_t = u(C_{1t}) + \beta u(C_{2t}) + \tau U_{t+1}^*.$$

Für die Existenz wirksamer intergenerationeller Transferzahlungen im Sinne von Barro (1974) ist es notwendig, daß der intergenerationelle Diskontfaktor, mit dem die Individuen den Nutzen ihres direkten Nachfahrens gewichten, nicht kleiner ist »... than a threshold level which depends on the discrepancy between the steady state interest rate of the economy without bequest motive and the economy's growth rate« [Weil (1987, S. 378)]. Es gilt:

$$(B.11) \quad \tau > \frac{1+n}{1+\tau^*}.$$

Aus dieser Bedingung folgt, daß Erbschaften nicht in einer dynamisch ineffizienten Volkswirtschaft zu beobachten sind.<sup>29</sup> In einer reinen Aus-

<sup>28</sup> Nach Weil (1987, S. 378) besteht eine Verbindung zwischen den Effizienzeigenschaften des Ansatzes überlappender Generationen – bei Abwesenheit des altruistischen Erbschaftsmotives von Barro (1974) – »... and the direction of Pareto-improving intergenerational transfers. Under reasonable assumptions, the dynamic inefficiency that may occur in Diamond (1965) economies may be removed by the introduction of intergenerational schemes, such as fiat money, bubbles, social security and government debt, which transfers goods from the young to the old.«

<sup>29</sup> Weil (1987) beschreibt darüber hinaus die Anpassungspfade zum »Steady-State« sowie die Auswirkungen von Einkommensunsicherheiten der Individuen auf die Lösung

tauschwirtschaft ohne Produktion ist die dynamische Effizienz der Volkswirtschaft, in der keine Erbschaften im Sinne von Barro (1974) bestehen, eine notwendige Bedingung für das Ricardianische Äquivalenztheorem [vgl. Weil (1987, S. 382)]. In ähnlicher Weise gilt für eine Produktionswirtschaft: »[D]ynamic inefficiency of the economy without bequest motive is sufficient to rule out operative bequest in the economy with a bequest motive« [Weil (1987, S. 386)]. Damit ist die dynamische Effizienz zwar eine notwendige, aber keine hinreichende Bedingung für wirksame Erbschaften. In einer stochastischen Modellwelt ist weiterhin die dynamische Ineffizienz für eine Volkswirtschaft ohne Erbschaftsmotiv hinreichend für unwirksame Erbschaften. Die restriktiven Bedingungen für eine stochastische Modellwelt lassen nach Weil (1987, S. 390) den Schluß zu, daß für diese Modellwelt die Wahrscheinlichkeit von wirksamen Erbschaften äußerst gering ist. Weil (1987, S. 390) gelangt abschließend zum Ergebnis, daß die Ricardianische Äquivalenz »is not applicable to a wide class of overlapping generation economies – those with a weak bequest motive. In particular, we have shown that the bequest motive is always too weak, and public debt therefore non-neutral, when non-physical assets have well-defined function... in the corresponding economy without bequest motive, i. e., when the non-altruistic economy is dynamically inefficient.«

Die Überlegungen von Weil (1987) können dahingehend interpretiert werden, daß im dynamisch ineffizienten Fall die Individuen danach trachten, Verpflichtungen durch die öffentlichen Schulden auf ihre Nachfahren zu transferieren; insgesamt wird damit der Bestand an physischen Kapital reduziert. Für den dynamisch effizienten Fall ist hingegen aus der Sicht von Weil (1987) die »Liebe« der Individuen in bezug auf ihre Kinder nicht groß genug, damit wirksame Transfers im Sinne der Ricardianischen Äquivalenz vorhanden sind. Die zentrale Schlußfolgerung der Betrachtung von Weil (1987) ist, daß die Eltern ihre Kinder *sehr* lieben müssen, damit sie ihnen wirksame Erbschaften hinterlassen. Aus der Sicht von Weil (1987) ist die Liebe der Eltern nicht groß genug, so daß von den Eltern keine wirksamen Transfers vorgenommen werden. [Siehe hierzu die Tabelle 1 bei Weil (1987); danach müssen die Eltern – innerhalb seines Modellrahmens bei einem jährlichen Zeitdiskontierungsfaktor von 0,99 – den Nutzen ihrer Kinder stärker gewichten als ihren eigenen Konsum, damit sich wirksame Transfers einstellen. Eine wesentliche Annahme des Ansatzes überlappen der Generationen von Weil (1987) ist, daß die Individuen lediglich in der Periode 1 Arbeitseinkommen realisieren, während sie in der Periode 2 von

---

des Modelles; generell bestehen analoge Überlegungen zum einfachen obigen Ansatz. Kimball (1987) erweitert den Ansatz von Weil (1987) durch Berücksichtigung von Produktivitätswachstum; die allgemeinen Ergebnisse werden allerdings nicht weiter verändert [siehe auch Seater (1993, S. 149)].

ihren Ersparnissen leben. Ein abwärts geneigtes »Lifetime-Productivity-Profile« leitet sich aus dieser Modellannahme ab.]

Altig und Davis (1989) erweitern den Modellrahmen, indem drei Perioden sowie ein funktionsfähiger »Consumption-Loan«-Markt verwendet werden. In bezug auf die drei Lebensperioden unterstellen Altig und Davis (1989, S. 6), daß jedes Individuum (entsprechend seinem »Lifetime-Productivity-Profile«) unelastische, homogene Arbeit anbietet. In Analogie zum Modell von Barro (1974) maximieren die Individuen ihren diskontierten Lebensnutzen, der sich als Funktion des eigenen Konsums sowie des maximal möglichen Nutzenniveaus des direkten Nachfahrens zusammensetzt. »Depending on their lifetime income profiles, gross of intergenerational transfers, persons desire to borrow against future income to finance current consumption. An operating consumption-loans market requires some enforcement mechanism that insures loan repayment... The transfer mechanism we consider differs from the usual analysis that limits intergenerational transfers to bequests that pass to children upon the death of the parent. In the absence of strategic behavior, *inter vivos* transfers during a child's borrowing-constrained period of life dominate bequests« [Altig und Davis (1989, S. 7)].

Gegenstand der Analyse ist sodann, wie stark die Eltern ihre Kinder lieben müssen, damit wirksame Transfers vorliegen. Hierzu wird auf das »Lifetime-Productivity-Profile« von Weil (1987) zurückgegriffen, welches unterstellte, daß die Individuen ausschließlich in der ersten Periode Arbeitseinkommen erzielen. Altig und Davis (1989, S. 16/17) gelangen zu analogen Ergebnissen wie Weil (1987). Wird jedoch das »Lifetime-Productivity-Profile« dahingehend geändert, daß nunmehr auch in den Perioden 2 und 3 die Individuen Arbeitseinkommen erhalten, folgt, daß wirksame Transfers unter weniger stringenten Annahmen im Vergleich zum Ansatz von Weil (1987) möglich sind. Zentral ist vor allem, die Unterstellung, daß das »Lifetime-Productivity-Profile« positiv geneigt ist. Als Implikation der Betrachtung von Altig und Davis (1989, S. 21) folgt, daß die Möglichkeit einer dynamisch ineffizienten Volkswirtschaft weniger relevant ist, wenn realistische »Lifetime-Productivity-Profiles« im Sinne von Altig und Davis (1989) Verwendung finden, da diese geringere Lebenszykluserparnisse mit sich bringen als die üblichen Entlohnungszuordnungen der Ansätze überlappender Generationen.

Bernheim und Bagwell (1988) erweitern den Ansatz überlappender Generationen von Barro (1974) durch die Möglichkeit der Heirat zwischen den Dynastien, die sich beim Modell infolge der intergenerationellen Nutzenfunktion einstellen. Grundgedanke der Vorgehensweise von Bernheim und Bagwell (1988) ist die Übertragung des altruistischen Erbschaftsmotives

auf eine erweiterte Modellwelt, in der zwischen den Generationen eheliche Beziehungen herrschen. Hierdurch entsteht eine Situation in der *alle* Familien miteinander verbunden sind. Die Konsequenz ist die *Superneutralität* aller denkbaren wirtschaftspolitischer Maßnahmen. Da diese jedoch nicht zu beobachten ist, gelangen Bernheim und Bagwell (1988) zum Ergebnis, daß die von Barro (1974) abgeleitete Ricardianische Äquivalenz nicht gültig sein kann.

Seater (1993, S. 149) hinterfragt die praktischen Konsequenzen der Überlegungen von Bernheim und Bagwell (1988). Letztendlich sollte – in der Tradition von Friedman (1953a) – ein theoretischer Ansatz anhand seines empirischen Erklärungsbeitrages beurteilt werden und nicht an der Realitätsnähe seiner Annahmen. In der Regel sind »realistische« Modelle äußerst komplex sowie aus analytischer Sicht sowohl schwer zu beschreiben als auch schwierig zu interpretieren. Folglich sollte bis zur Entwicklung besserer Ansätze mit dem »unrealistischen« Modell von Barro (1974) weitergearbeitet werden, insofern dieser Ansatz die Realität approximativ abbildet.

### *c) Optimierende Individuen und das Ponzi-Spiel*

Die beiden nächsten Abschnitte untersuchen eingehend die Relevanz und Bedingungen, unter denen permanente Budgetdefizite und Ponzi-Spiele für individuell optimierende Individuen auftreten. Abschnitt aa) stellt die grundlegenden Überlegungen von McCallum (1984) zu den Voraussetzungen permanenter Defizite dar, die sich vor allem auf die Definition wie die Abgrenzung der Budgetdefizite beziehen. Hingegen behandelt Abschnitt bb) die Bedingungen, unter denen es aus individueller Sicht optimal ist, an einem staatlichen Ponzi-Spiel teilzunehmen.

#### aa) Der Ricardianische Ansatz permanenter Budgetdefizite von McCallum (1984)

McCallum (1984) analysiert die Auswirkungen der öffentlichen Verschuldung unter Verwendung des Ricardianischen Modellrahmens sowie auf der Grundlage der Modelle von Sidrauski (1967) und Brock (1974). Hierbei geht es um die Frage, ob mittels Staatsschuldverschreibungen finanzierte Budgetdefizite inflationär wirken und inwieweit permanente Defizite möglich sind. Daneben wird ebenfalls auf die Problematik der intertemporalen Budgetbeschränkung eingegangen. Grundlage ist ein Gleichgewichtsmodell einer *nicht* wachsenden Volkswirtschaft mit maximierenden Individuen und geräumten Märkten. McCallum (1984) untersucht die in seinen



Worten »monetaristische Hypothese«, wonach ein konstantes, positives Haushaltsdefizit permanent aufrechterhalten werden kann – ohne mit inflationären Wirkungen verbunden zu sein –, sofern es durch die fortwährende Emission von Staatsschuldverschreibungen finanziert wird. McCallum (1984, S. 124) geht somit der monetaristischen Vorstellung nach, daß durch Staatsschuldverschreibungen finanzierte Budgetdefizite keine Relevanz für die aggregierte Nachfrage besitzen.

In diesem Zusammenhang spielt auch die Frage nach einem unbegrenzten Wachstum der öffentlichen Schulden eine Rolle. Insbesondere die Überlegungen von Barro (1976) sowie von Sargent und Wallace (1981) sind in dieser Hinsicht kritisch. Barro (1976, S. 343) geht von der Vorstellung aus, daß falls der Bestand an Staatsschuldverschreibungen gegen unendlich strebt, die Ricardianische Äquivalenz ihre Gültigkeit verliert. Folglich ist aus dieser Sicht heraus das Wachstum der öffentlichen Verschuldung durch das Wachstum des Outputs begrenzt, da »the value of the outstanding stock of debt at any point in time is bounded by the government's... present value of taxing capacity« [Barro (1976, S. 343)]. In ähnlicher Weise argumentieren Sargent und Wallace (1981, S. 2), daß »if the interest rate on bonds is greater than the economy's growth rate, the real stock of bonds will grow faster than the size of the economy. This cannot go on forever, since the demand for bonds places an upper limit on the stock of bonds relative to the size of the economy.« Aus der Sicht von McCallum (1984, S. 126) überzeugen diese Argumente aus zwei Gründen nicht: »First, if the bond-issuance policy is permanently maintained, then taxes will never have to be collected to retire the debt so the difficulty concerning taxing capacity may not be decisive. And under the Ricardian view, government bonds are not regarded as net wealth to the private sector, so the size of the bond stock seems to be potentially irrelevant.« Die Konkretisierung dieser Überlegungen von McCallum (1984) sowie die Möglichkeit der Realisierung permanenter Budgetdefizite hängt nun von der Definition beziehungsweise Abgrenzung der Defizite ab. Im Rahmen seiner Ricardianischen Analyse gelangt McCallum (1984) zu den nachstehenden Ergebnissen:<sup>30</sup>

1. Der monetarische Standpunkt ist nicht gültig, wenn die Budgetdefizite nicht die Zinsverpflichtungen enthalten, d. h. die Definition des

---

<sup>30</sup> Der Ricardianische Modellrahmen ist durch den Beitrag von Barro (1974) abgesteckt. McCallum (1984, S. 125) verwendet das Konstrukt eines unendlich lange lebenden Individuums, welches sich bei tatsächlich nur endlich lange lebenden Individuen durch die intergenerationellen Beziehungen zwischen den Generationen einstellt. Daneben wird unter Berufung auf den Ansatz rationaler Erwartungen eine weitere Annahme der Ricardianischen Analyse angeführt. Die Individuen müssen sich der mit der staatlichen Kreditaufnahme verbundenen Konsequenzen (beispielsweise in bezug auf die intertemporale Budgetbeschränkung) bewußt sein.

Defizites muß die Zinsverpflichtungen enthalten, damit die obige »monetaristische Hypothese« ihre Gültigkeit haben soll.

2. Die Möglichkeit einer unendlich lange anwachsenden öffentlichen Verschuldung mit einer Rate  $w_B$  über der Wachstumsrate des Volkseinkommens  $w_g$  eröffnet sich, sofern die Differenz  $w_B - w_g$  kleiner ist als die Zeitpräferenzrate.

Die Ausführungen von Barro (1976) sowie Sargent und Wallace (1981) erfahren eine Bestätigung, sofern die Definition der Budgetdefizite ohne die Zinsverpflichtungen verstanden wird. McCallum (1984, S. 130) zieht als Begründung für seine Überlegungen unter anderem die Verletzung der *Transversalitätsbedingung* eines optimierenden Individuums heran; die Transversalitätsbedingung stellt in der Regel eine hinreichende Bedingung für ein Optimum eines Individuums dar.<sup>31</sup> Da aber die Transversalitätsbedingung *nicht* in allen denkbaren Fällen notwendig für ein Optimum ist, führt McCallum (1984, S. 130) zusätzlich den Beweis, daß sich ein Individuum durch Erhöhung seines Konsumes verbessern kann, ohne seine Vermögensdispositionen verändern zu müssen. Die Berücksichtigung der Zinsverpflichtungen bei den Haushaltsdefiziten impliziert seinerseits keine Verletzung des individuellen Optimierungsverhaltens. Anders gewendet: Ein permanentes Defizit kann ausschließlich durch Staatsschuldverschreibungen (ohne inflationäre Wirkung) finanziert werden, »if the deficit is defined inclusive of interest payments« [McCallum (1984, S. 132)].

McCallum (1984, S. 133) schränkt seine Betrachtungsweise zunächst durch Anführung der Überlegungen zur Besteuerungskapazität von Barro (1976) ein. Danach kann die öffentliche Verschuldung nicht permanent stärker wachsen als der Output der Volkswirtschaft, der die Basis der Besteuerung darstellt. McCallum (1984, S. 133) gelangt dann jedoch zum Resultat: »The feature of our analysis that enables... to contradict this apparently reasonable presumption is the recognition that households' disposable income includes interest payments from the government as well as income from production. Thus taxes can exceed output for each household and yet be smaller in magnitude than the household's disposable income.«

---

<sup>31</sup> Die Transversalitätsbedingung beschränkt lediglich das Wachstum der öffentlichen Verschuldung. Insbesondere gilt, daß der Gegenwartswert der zukünftigen öffentlichen Verschuldung (wenn die Zeit gegen unendlich strebt) gegen null konvergiert. Dieser Grenzwert darf *nicht* dahingehend interpretiert werden, daß der Wert der zukünftigen Verschuldung gegen null strebt. Lediglich das Wachstum der öffentlichen Schulden ist durch diesen Grenzwert beschränkt; eine positive Zunahme des Schuldenstandes ist konsistent mit der Grenzwertbetrachtung, die auf der Transversalitätsbedingung beruht [vgl. Dwyer (1985, S. 659)].



Nach Dwyer (1985, S. 660) kann jedoch als eine Begrenzung der öffentlichen Verschuldung die Wachstumsrate des »Net-National-Product« angesehen werden. Der zur Familie der Sidrauski-Brock-Modelle gehörende Ansatz von McCallum (1984) schließt den Fall einer dynamisch ineffizienten Volkswirtschaft aus.<sup>32</sup> Ein unter der Wachstumsrate liegender Zinssatz ist danach nicht mit dem Optimierungsverhalten der Individuen vereinbar, da »households want to borrow an unbounded amount today and make the first payment arbitrarily far in the future with an arbitrarily small portion of their income« [Dwyer (1985, S. 660)]. Diese »potentielle« Lösung kann folglich kein Gleichgewicht sein. Falls die öffentlichen Schulden stärker als die Wachstumsrate des Sozialproduktes wachsen sollten, entsteht ebenfalls ein Widerspruch beziehungsweise eine Unvereinbarkeit mit dem Ansatz von McCallum (1984). Auch diese Relation ist mit dem Optimierungsverhalten der Individuen nicht vereinbar. Die optimierenden Individuen würden in dieser Situation auf den Kauf von Staatsschuldverschreibungen lieber ganz verzichten und auswandern. Folglich dürften die Überlegungen zum Ponzi-Spiel auf der theoretischen Ebene – für den unterstellten Fall optimierender Individuen – nicht realisierbar sein. Anders ausgedrückt: Anpassungsreaktionen der Individuen verhindern die Realisierung eines Ponzi-Spieles.<sup>33</sup>

### bb) Optimierende Individuen und Ponzi-Spiele

Ist es für ein individuell rational handelndes Individuum nutzenmaximierend Staatsschuldverschreibungen zu erwerben, wenn diese vom staatlichen Sektor mittels eines Ponzi-Spieles finanziert werden? Wann kann der politische Entscheidungsträger ein Ponzi-Spiel durchführen? Damit der

<sup>32</sup> Barro (1976, S. 345) verweist in diesem Zusammenhang auf die unsterbliche nutzenmaximierenden Familie des Modelles von Sidrauski (1967); innerhalb dieses Modellrahmens kann dynamische Ineffizienz nicht eintreten. »In this situation the family would be motivated to play the same game as the government by issuing debts in exchange for current consumption, financing these debts by allowing them to grow at a rate at least equal to  $r$  but not higher than  $g$  – a rate that would not exceed the growth rate of the family's collateral – and thereby never reducing future consumption. Hence, a competitive equilibrium would have to be in the (efficient) region where  $r > g$  in a steady state« [Barro (1976, S. 345)].

<sup>33</sup> O'Connell und Zeldes (1988, S. 438, Fußnote 12) beurteilen den Ansatz von McCallum (1984) wie folgt: »McCallum (1984) studies a model such as this in which Ponzi games are ruled out and Ricardian Equivalence holds with respect to debt that does *not* constitute a Ponzi game. In this setting, he shows that there is no limit on how high debt can go in any period in the finite future. This is because individuals willingly hold all of the debt in order to pay the future taxes. However, this does not mean that the interest and principal can be *perpetually* rolled over, because in such a circumstance no one would hold the debt.«

staatliche Sektor eine solche Politik verfolgen kann, müssen zunächst die Marktteilnehmer prinzipiell gewillt sein, die Staatsschuldverschreibungen zu erwerben und zwar zu jedem Zeitpunkt eines unendlichen Zeithorizontes.

Wird ein unendlich lange lebendes repräsentatives Individuum unterstellt, läßt sich – unter den Standardannahmen der Nutzenmaximierung – ableiten, daß als eine notwendige Bedingung der Nutzenmaximierung folgt, daß das individuelle Vermögen nicht schneller wachsen darf als der Zinssatz [siehe die Ausführungen von O'Connell und Zeldes (1988, S. 432)]. Damit wird sich aber das Individuum nicht als Kapitalgeber engagieren und somit kann der politische Entscheidungsträger kein Ponzi-Spiel durchführen. Es folgt unmittelbar, daß Ponzi-Spiele nur im Rahmen eines Ansatzes überlappender Generationen modellierbar sind. Entscheidend für die Existenz von Ponzi-Spielen ist die Notwendigkeit, daß eine unendliche Anzahl von eigennützigen Individuen vorhanden ist, denen lediglich der *eigene* Konsum Nutzen stiftet. Folglich dürfen auch keine intergenerationellen Beziehungen im Sinne des Ansatzes der Ricardianischen Äquivalenz von Barro (1974) existent sein. Darüber hinaus gelangen O'Connell und Zeldes (1988, S. 433) zum Ergebnis, daß »when borrowers are running rational Ponzi schemes, this does not imply that lenders are in any sense losing out. In the models we study... rational Ponzi games are only feasible when the economy is in a dynamically Pareto inefficient equilibrium.« Folglich stellt die Realisierung eines Ponzi-Spieles eine Pareto-Verbesserung dar, durch welche sich die Volkswirtschaft aus wohlfahrtsökonomischer Sicht verbessert.

Die Notwendigkeit einer unendlichen Anzahl von Individuen für die Existenz eines Ponzi-Spieles folgt unmittelbar aus der Arbeit von Cass (1972a) sowie aus den Beiträgen von Tirole (1982, 1985). Danach wird für ein einzelnes Individuum die Einnahme der Position des Kapitalgebers keine Nutzenmaximierung mit sich bringen, da der Konsum durch den Erwerb der Staatsschuldverschreibungen gesenkt wird. Folglich ist es sowohl für ein einzelnes Individuum als auch für die gemeinsame Betrachtung einer endlichen Anzahl von Individuen optimal, nicht am Ponzi-Spiel teilzunehmen. Damit ein Ponzi-Spiel generell existieren kann, muß – entsprechend den Überlegungen von O'Connell und Zeldes (1988, S. 436) – eine endliche oder unendliche Anzahl von Individuen vorhanden sein »allowing its total lending to grow at least as fast as the inverse discount factor in equilibrium. But... no single agent will allow his own wealth to grow as fast as the inverse discount factor, because this would be a consumption inefficient strategy.«

Mit einer unendlichen Anzahl von Individuen über den unendlichen Zeithorizont folgt dagegen, daß »there always exists a new set of agents with

whom to trade, and this may make it possible for debt to be rolled over perpetually« [O'Connell und Zeldes (1988, S. 435)]. Damit hält jedes der Individuen seine (persönliche) Transversalitätsbedingung ein, demgegenüber ist die Gruppe der Kapitalgeber an keine aggregierte Transversalitätsbedingung gebunden. O'Connell und Zeldes (1988, S. 437–440) gelangen unter Verwendung verschiedener Szenarien zum Ergebnis, daß letztendlich für die Durchführbarkeit eines Ponzi-Spieles die unendliche Anzahl von *unabhängigen* (eigennützigen) Entscheidungsträgern entscheidend ist: »It is the infinity of agents, not the length of individuals' horizons... that opens up the possibility of dynamic inefficiency and, thus, of rational Ponzi games...« [O'Connell und Zeldes (1988, S. 439)]. Die Einbeziehung von intergenerationellen Beziehungen im Sinne des Ansatzes von Barro (1974) bedeutet, daß aus einer unendlichen Sequenz von Individuen eine einzelne unendliche lange agierende Dynastie wird. Hierdurch ist auch ein Ponzi-Spiel ausgeschlossen.

*d) Zusammenfassung: Intergenerationelle  
Nutzenfunktionen und Budgetdefizite*

Referenzmodell der makroökonomischen Analyse ist das »Infinite-Horizon«-Modell. Dieser Ansatz gibt dem Ponzi-Spiel keinen Raum. Theoretische Überlegungen von Tirole (1982, 1985) lassen den Schluß zu, daß lediglich in Modellwelten, in denen permanent Individuen hinzutreten, ein Ponzi-Spiel möglich ist. Folglich sind Ansätze überlappender Generationen erforderlich, um die Problemstellung, inwieweit ein Ponzi-Spiel möglich ist, zu beantworten. Diamond (1965) identifiziert den Fall der dynamischen Ineffizienz als Voraussetzung für eine »Rolling-Over«-Strategie seitens des politischen Entscheidungsträgers. Konstituierend für den Ansatz überlappender Generationen von Diamond (1965) ist die Abwesenheit einer Verbindung zwischen den einzelnen Generationen. Damit können traditionelle Modelle überlappender Generationen – beispielsweise die Ansätze von Diamond (1965) sowie Cass (1972a) – nicht ausschließen, »daß marktmäßiges Wachstum im Paretianischen Sinne ineffizient ist« [Richter und Wiegard (1993, S. 379)]. Das klassische Modell überlappender Generationen von Diamond (1965) ist in der Lage je nach der Parameterauswahl sowohl den Fall einer dynamisch effizienten als auch einer ineffizienten Volkswirtschaft zu modellieren.

Barro (1974) erweitert den grundlegenden Modellrahmen des Ansatzes von Diamond (1965) durch die Einführung intergenerationeller Nutzenfunktionen, mit deren Hilfe ein Individuum mit seinem direkten Nachfahren mittels eines *altruistischen* Erbschaftsmotives verbunden wird. [Zur

Begründung der Effizienz der altruistischen Interaktion innerhalb von Familien siehe Becker (1974, 1981).] Die Existenz intergenerationeller Nutzenfunktionen sowie wirksamer Transfers von den Eltern zu den Kindern begründen ein unendlich lange lebendes Individuum, welches im Sinne des »Infinite-Horizon«-Ansatzes agiert. Folglich ist die Volkswirtschaft durch dynamische Effizienz gekennzeichnet. Hiermit verbunden sind der Ausschluß eines Ponzi-Spieles sowie die Gültigkeit der intertemporalen Budgetbeschränkung, die durch die Transversalitätsbedingung konstituiert wird. Zentral für dieses Ergebnis sind allerdings *wirksame* Transfers im Sinne von Barro (1974). Weil (1987) leitet hierfür eine quantitative Bedingung ab, die als äußerst restriktiv gewertet werden kann. Das heißt, wirksame Erbschaften sind selten. Altig und Davis (1989) verändern den traditionellen zweiperiodigen Modellrahmen der Ansätze überlappender Generationen durch die Berücksichtigung von drei Perioden; für diesen Analyserahmen sind wirksame Erbschaften realistisch.

Die Überlegungen von Tirole (1982, 1985) lassen die Folgerungen zu, daß Ponzi-Spiele – oder Seifenblasen – ausschließlich in Modellen existieren können, die sich auszeichnen durch (1) dynamische Ineffizienz und (2) durch das Hinzutreten neuer Individuen, so daß eine unendliche Anzahl voneinander unabhängiger Marktteilnehmer vorhanden ist. Allerdings weist Tirole (1985) daraufhin, daß Seifenblasen – und damit auch die Durchführung von Ponzi-Spielen – ausgeschlossen werden können, sofern ein Vermögensgegenstand existieren sollte, dessen Rente mit der gleichen Rate zunimmt wie der Output der Volkswirtschaft. »The reason is that the existence of such an asset rules out dynamically inefficient equilibria: the asset's fundamental (and thus its price) is infinite unless the interest rate exceeds the rate of growth« [O'Connell und Zeldes (1988, S. 441, Fußnote 19)]. McCallum (1987) sieht den nicht-produzierbaren, aber produktiven Inputfaktor Land als solch einen Vermögensgegenstand an. Der nächste Abschnitt beschäftigt sich daher eingehend mit den sich hieraus ergebenden Konsequenzen.

## 2. Überlappende Generationen, dynamische Effizienz und eine Volkswirtschaft mit Land

McCallum (1987) analysiert die Implikationen des Produktionsfaktors Land für ein »Steady-State«-Modell unter Verwendung einer Cobb-Douglas-Produktionsfunktion.<sup>34</sup> Die Intuition, die hinter der Überlegung

---

<sup>34</sup> Ein »Steady-State«-Pfad ist entweder durch konstante Variablen (zum Beispiel Löhne und Zinsen) oder durch eine Zunahme der Variablen mit einer gemeinsamen Rate (beispielsweise Output und Bevölkerung) gekennzeichnet.

von McCallum (1987) steht, ist die Folgende: Bei Anwesenheit einer endlichen Menge eines produktiven Faktors nimmt bei zunehmender Bevölkerung die Knappheit des Faktors Land zu; diese Knappheit bewirkt eine extreme Zunahme des Preises für diesen Faktor, so daß anstelle einer übermäßigen – potentiell möglichen – Kapitalakkumulation die Ersparnisse der Individuen für den Kauf von Land verwendet werden. Das sich einstellende »Steady-State«-Gleichgewicht ist daher durch dynamische Effizienz gekennzeichnet. Wird in einer solchen Modellwelt der fixe Produktionsfaktor Land verwendet, resultiert die analytische Bedingung, daß die Rente des Faktors Land (d. h. die Grenzproduktivität des Landes) mit genau der Wachstumsrate des Outputs zunimmt. Die Überlegungen von Tirole (1985) gehen mit dem Sachverhalt einher, daß eine derartig ausgestattete Volkswirtschaft dynamisch effizient ist. Dynamische Ineffizienz – also die übermäßige Kapitalakkumulation – ist daher bei Existenz des Produktionsfaktors Land ausgeschlossen, da »the real exchange value of land can and will be as large as is needed to accomodate desired private saving at an efficient rate of interest« [McCallum (1987, S. 333)]. Allerdings ändert sich das Ergebnis, wenn eine andere Produktionsfunktion Verwendung findet; geht beispielsweise Land additiv separiert bezüglich der anderen Inputs in die Produktionsfunktion ein, kann die mit dem Land verbundene Rente langsamer wachsen als der Output. Damit ist auch ein Zinssatz unterhalb der Outputwachstumsrate möglich und Seifenblasen können bestehen [siehe hierzu O'Connell und Zeldes (1988, S. 442, Fußnote 19)].

Homburg (1991) untersucht die Konsequenzen des Produktionsfaktors Land im Zusammenhang mit Wachstumsmodellen für einen allgemeineren Fall. Für den stationären Fall – d. h. die Volkswirtschaft realisiert Nullwachstum – läßt sich ein strikt positiver Zinssatz ableiten [siehe Homburg (1991, S. 451–454)]. Dynamische Ineffizienz ist hier also ausgeschlossen. Die Anwendung für eine mit konstanter Rate wachsenden Volkswirtschaft erweist sich als schwieriger. Homburg (1991, S. 454) folgert: »[I]t appears to be an unpromising research strategy to look for steady states, and consequently we will turn to arbitrary growth paths now.«<sup>35</sup> Zur Ableitung dieser Wachstumspfade müssen einige Annahmen aufgestellt werden

---

<sup>35</sup> Die neoklassischen Wachstumsmodelle konzentrieren sich auf die Ableitung von »Steady-State«-Wachstumspfaden [siehe Heubes (1991) sowie Barro und Sala-i-Martin (1995)]. Die Einbeziehung des nicht produzierbaren Produktionsfaktors »Land« ist mit einer Reihe von Schwierigkeiten verbunden: (1) Bei Wachstum der Bevölkerung und einer gegebenen Menge Land, verändert sich ständig das Verhältnis von Land zur Arbeitseinsatzmenge und damit auch das relative Einkommensverhältnis. Herkömmliche neoklassische Wachstumsmodelle unterstellen konstante Kapital-Arbeits-Verhältnisse zur Ableitung von »Steady-States«. (2) Beschränkt man sich auf den Hicks-neutralen technischen Fortschritt, ist die Existenz eines »Steady-State«-Gleichgewichtes nicht sicher, da das Prokopf-Einkommen zunimmt.

[vgl. Homburg (1991, S. 454/455)]: Neben über die Zeit veränderlichen Produktions- und Nutzenfunktionen sei unterstellt, daß der Produktionsfaktor Land nicht asymptotisch irrelevant ist. Seine Relevanz manifestiert sich darin, daß der Einkommensanteil des Landes bei einer Grenzbetrachtung nicht gegen null geht [siehe auch Rhee (1991)].<sup>36</sup> Die weitergehende Analyse von Homburg (1991) beinhaltet, daß die Existenz des Produktionsfaktor Land dynamische Ineffizienz für Wachstumsmodelle ausschließt [siehe vertiefend die Betrachtung bei Homburg (1992, S. 39–51)]. Es kann folglich davon ausgegangen werden, daß Volkswirtschaften mit einem Produktionsfaktor Land dynamisch effizient sind. Die Höhe des akkumulierten Kapitals ist demnach aus dieser Sicht für die Beurteilung der dynamischen Effizienz nicht relevant.

Anders betrachtet: Die Beobachtung des Ansatzes überlappender Generationen von Diamond (1965) für den Fall der dynamischen Ineffizienz ist mit einem zu großen Kapitalbestand verbunden. Bei Einbeziehung des Produktionsfaktors Land ist die Größe des Kapitalbestandes weniger relevant zur »Beurteilung« der dynamischen Effizienz. Sollte der Zinssatz unter die Wachstumsrate des Outputs sinken, erwerben die optimierenden Individuen Land anstelle von Kapital, so daß hierdurch eine übermäßige Kapitalakkumulation entfällt. Auch sollte aus der empirischen Evidenz eines – zeitweilig – unter der Wachstumsrate des Outputs liegenden Zinssatzes nicht auf die Notwendigkeit staatlicher Eingriffe geschlossen werden [vgl. Homburg (1992, S. 51)]. Marktliche Anpassungsprozesse beseitigen das (vermeintlich) vorhandene Problem. Staatliches Handeln ist nicht angebracht.

### 3. Endogene Wachstumstheorie und das Ponzi-Spiel

In endogenen Wachstumsansätzen bestimmt sich das langfristige Wachstum einer Volkswirtschaft durch Investitionen in physisches Kapital, Humankapital oder Wissen [siehe ausführlich die Darstellung bei Barro und Sala-i-Martin (1995, Kapitel 4 und 5)]. In Modellen endogenen Wachstums kann langfristiges Wachstum aufrechterhalten werden. Im »Long-Run«

---

<sup>36</sup> Homburg (1992, S. 50) faßt als wesentliche Annahmen in bezug auf den Produktionsfaktor Land zur Erzielung seines Ergebnisses zusammen: (1) Der Produktionsfaktor Land muß existieren, (2) dieser muß entweder nützlich oder produktiv sein und (3) darf nicht vollkommen irrelevant für die Zukunft werden. Entscheidend für die dynamische Effizienz ist demnach, daß der Einkommensanteil des Produktionsfaktors Land nicht verschwindet. Rhee (1991) untersucht für den Zeitraum 1909 bis 1984 die Entwicklung des Einkommensanteiles für die Vereinigten Staaten und stellt hierbei fest, daß der Anteil zwar abgenommen hat, dies sich allerdings durch die abnehmende Bedeutung der Landwirtschaft erklären läßt. Insgesamt kann dynamische Effizienz unterstellt werden.



sind hierzu nicht-abnehmende Erträge der akkumulierenden Produktionsfaktoren erforderlich. Zwei mögliche Ansatzpunkte lassen sich nennen: (1) die Produktionstechnologie [siehe beispielsweise Rebelo (1991)] und (2) Externalitäten im Zusammenhang mit dem Kapitalakkumulationsprozeß [vgl. zum Beispiel Romer (1986) und Lucas (1988)].

Grossman und Yanagawa (1993) untersuchen die Bedingungen, unter denen eine Seifenblase (»Bubble«) in einer Volkswirtschaft mit endogenen Wachstum existieren kann [vgl. auch Saint-Paul (1992)]. Grundlage ihres Modelles sind Externalitäten in bezug auf physisches Kapital entsprechend den Überlegungen von Romer (1986). In Analogie zum traditionellen neoklassischen Wachstumsmodell folgt, daß »... a bubble can survive only if the equilibrium growth rate exceeds the interest rate in the bubbleless economy« [Grossman und Yanagawa (1993, S. 17)]. Jedoch sind sowohl endogene Wachstumsrate als auch der Zinssatz durch Präferenz- und Technologievariablen determiniert. Das unproduktive, aber mit einem Ertrag ausgestattete »Bubble«-Wertpapier wirkt sich allerdings negativ auf das Wachstum aus, da ein Teil der Ersparnisse nicht einer produktiven Nutzung zugeführt werden. Folglich fügt die Existenz eines »Bubbles« der Volkswirtschaft Schaden zu: »When bubbles exist, they retard economic growth along the transition path to the steady state and possibly even in the long run« [Grossman und Yanagawa (1993, S. 18)]. Bezogen auf die Individuen entsteht ebenfalls eine Nutzeneinbuße: Die Generationen nach der Einführung des »Bubbles« erleiden einen Schaden, der den Nutzen übersteigt den die Generation erhält, die von der Seifenblase profitiert. Grossman und Yanagawa (1993) gelangen zur Erkenntnis, daß die Existenz von Wertgegenständen, die eine Rente erzielen, generell nicht die Bildung von Seifenblasen ausschließt; eine Ausnahme liegt vor, sofern die Rente des Wertgegenstandes mit der gleichen Rate wie die Volkswirtschaft anwächst und sein Preis in allen Perioden dem kapitalisierten Wert aller nachfolgenden Dividenden entspricht. Grossman und Yanagawa (1993, S. 4) ziehen als Schlußfolgerung: »We find that the conditions under which bubbles can exist are similar to those identified by Tirole (1985), but that bubbles are not so benign in this setting as they are in the Diamond economy with an exogenous growth rate.«

King und Ferguson (1993) gelangen im Rahmen ihrer Betrachtung zum Ergebnis, das in wettbewerblichen endogenen Wachstumsmodellen ohne Externalitäten dynamisch ineffiziente Gleichgewichte, Seifenblasen oder Ponzi-Spiele nicht möglich sind; dieses Resultat ist unabhängig, ob der Zeithorizontes endlich oder unendlich oder überlappende Generationen vorliegen. Grundlage der Analyse von King und Ferguson (1993) sind wettbewerbliche Modelle mit einer konvexen Technologie. Darüber hinaus be-



schränkt sich die Betrachtung auf »Balanced-Growth«-Pfade zusammen mit der Annahme, daß alle Produktionsfaktoren, die Output-Variablen sowie der Konsum mit der gleichen Rate wachsen. Das von King und Ferguson (1993) verwendete endogene Wachstumsmodell, welches auf »Learning-by-Doing«-Externalitäten basiert, ist mit dynamischer Ineffizienz konform. Jedoch beruht die dynamische Ineffizienz nicht auf einem zu hohen Bestand an Kapital, sondern ist durch die Zusammensetzung des Kapitals bedingt. Somit ist eine simple Reduzierung des Kapitalbestandes nicht mit einer Pareto-Verbesserung verbunden. Die Existenz von Externalitäten führt zu einem Auseinandergehen der sozialen und der privaten Ertragsrate, wobei der soziale über dem privaten Ertrag liegt. Die Gleichgewichtswachstumsrate  $w_g$  kann die soziale Ertragsrate  $r^*$  niemals übersteigen, jedoch die private Ertragsrate  $r$ . Als Ergebnis läßt sich festhalten: »[I]n the presence of these externalities, whether or not the equilibrium is dynamically inefficient, if agents live for two or more periods, undersaving will prevent the equilibrium from being Pareto optimal. Again, these results apply in both representative agent and overlapping generations environments« [King und Ferguson (1993, S. 80)].

King und Ferguson (1993) gelangen zum Ergebnis – konträr zu den Erkenntnissen von Tirole (1985) sowie O'Connell und Zeldes (1988) –, daß eine übermäßige Kapitalakkumulation nicht erforderlich für ein Ponzi-Spiel ist. Das Resultat liegt in dem Umstand begründet, daß durch Externalitäten ein Keil zwischen den sozialen und den privaten Erträgen getrieben wird. Erfordernis für Kapitalüberakkumulation ist ein über der Wachstumsrate  $w_g$  liegender sozialer Ertrag  $r^*$ . Ein Ponzi-Spiel wird hingegen durch die Beziehung  $w_g > r$  konstituiert. Generell sind Wachstumsraten zwischen  $r$  und  $r^*$  möglich. King und Ferguson (1993, S. 80) folgern: »Under these circumstances Ponzi games are feasible, but they are never Pareto improving.« Aus wohlfahrtsökonomischer Sicht ist demnach staatliches Handeln nicht sinnvoll.

#### **4. Anforderungen an die intertemporale Budgetbeschränkung in einer stochastischen Modellwelt**

Ein stochastischer Modellrahmen berücksichtigt Unsicherheiten und diese wirken sich ebenfalls auf die Frage nach der dynamischen Effizienz einer Volkswirtschaft aus. Eine Konsequenz aus dieser Überlegung haben Abel et al. (1989) gezogen. Abel et al. (1989) gingen zunächst den grundlegenden Überlegungen zur dynamischen Effizienz beziehungsweise Ineffizienz nach. Diese Betrachtungsweise richtet sich vor allem auf die Kapitalakkumulati-

on und den Wachstumsprozeß. Eine Volkswirtschaft wird als dynamisch ineffizient bezeichnet, wenn das Bevölkerungswachstum die »Steady-State«-Grenzproduktivität des Kapitals übertrifft. Alternativ investiert die Volkswirtschaft mehr als sie an Gewinne erwirtschaftet: Der Kapitalstock übertrifft das Niveau der Goldenen Regel [siehe Phelps (1961)]. Die Volkswirtschaft kann sich durch eine Verringerung des Kapitalstocks im Sinne des Pareto-Kriteriums verbessern: Die heutige Generation wird einen Teil des Kapitalstocks für konsumptive Zwecke unter Konstanzhaltung des Konsumes der nachfolgenden Generationen verwenden [vgl. Abel et al. (1989, S. 1)]. Folglich kann eine Volkswirtschaft als dynamisch effizient bezeichnet werden, wenn sie weniger investiert als die Gesamtverzinsung des Kapitals erbringt. Zur Beurteilung der dynamischen Effizienz einer Volkswirtschaft können herangezogen werden:

1. Die Schätzung der Grenzproduktivität des Kapitals durch eine Betrachtung der zu beobachtenden Gewinnraten. Diese befinden sich entsprechend einer empirischen Studie von Feldstein und Summers (1977) über der Wachstumsrate.
2. Eine weniger komplizierte Betrachtung basiert auf der sicheren Realzinsrate; als Proxy dient beispielsweise der Ertrag aus »Treasury-Bills«. Empirische Untersuchungen von Feldstein (1976), Ibbotson (1987) sowie Mishkin (1984) gelangen zum Ergebnis, daß der Realzinssatz erheblich unter der Wachstumsrate liegt. Damit hätten die betrachteten Volkswirtschaften zuviel Kapital – im Verhältnis zur *Goldenen Regel* – akkumuliert und wären dynamisch ineffizient.<sup>37</sup>

Abel et al. (1989) dehnen zusätzlich ihre Betrachtung auf Modelle aus, bei denen keine sichere Übereinstimmung zwischen dem Realzinssatz und der Grenzproduktivität des Kapitals besteht. Damit werden Bedingungen der dynamischen Effizienz in stochastischen Modellen abgeleitet. Generell kann als ein Kriterium für die dynamische Effizienz der Vergleich zwischen dem Niveau der Investitionen und dem Cash-flow, der mit der Zahlung der Löhne durch den Produktionsprozeß einhergeht, herangezogen werden. Auf der Basis dieses Kriteriums ist zu folgern, daß im wesentlichen die westlichen Industrienationen als dynamisch effizient anzusehen sind; die Volkswirtschaften haben zumindestens seit 1929 einen bedeutenden Teil der Kapitalerträge konsumiert [siehe Abel et al. (1989, S. 7–11)].

---

<sup>37</sup> Zwischen dem Realzinssatz und der Grenzproduktivität des Kapitals besteht in den abstrakten Modellen von Diamond (1965) kein Unterschied. Die beiden Variablen weisen allerdings auch keine Schwankungen auf. Abel et al. (1989, S. 2) gelangen zum Ergebnis, daß Modelle verwendet werden sollten, in denen die Gewinne, der Kapitalwert, die Wachstumsrate etc. als nicht sicher anzusehen sind.

Als Fazit der Betrachtung läßt sich festgehalten, daß die einfache Betrachtung der Zinsen und der durchschnittlichen Wachstumsraten keine Aussage bezüglich der dynamischen Effizienz einer Volkswirtschaft ermöglicht. Die empirische Untersuchung von Abel et al. (1989) gelangt zum Ergebnis, daß sowohl die Vereinigten Staaten als auch viele andere westeuropäische Industrienationen durch dynamische Effizienz ausgezeichnet sind. [Damit dürften auch die potentiellen altruistischen Erbschaftsmotive nicht auszuschließen sein und die intertemporale Budgetbeschränkung ihre Gültigkeit besitzen.]<sup>38</sup>

Diese empirischen Erkenntnisse veranlassen Bohn (1995, S. 258) zur Formulierung folgender Fragen: »The combination of dynamic efficiency with a low safe interest rate raises interesting questions about the constraints on government policy. Can the government run a Ponzi scheme? In expectation, the ratio of government debt to aggregate income would fall even if the government simply rolled over all debt with interest. On the other hand, dynamic efficiency suggests that the government cannot run a Ponzi scheme. So, what is the general constraint on government borrowing in a stochastic setting?«

Die stochastische Modellwelt artikuliert sich in stochastischen Prozessen für (1) die staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter und Transfers sowie (2) die Steuereinnahmen; darüber hinaus ist durch diese beiden Variablen keine vollständige Spezifikation der Fiskalpolitik gegeben, da »the government still has to decide what kind of securities should be issued« [Bohn (1995, S. 260)]. Zur Klärung der Problematik der Tragfähigkeit (»Sustainability«) der Fiskalpolitik, sind die Anforderungen an den Pfad der öffentlichen Verschuldung aufzustellen; hierzu ist die Transversalitätsbedingung heranzuziehen. Da die öffentliche Kreditaufnahme in erster Linie durch die Existenz von privaten Individuen beschränkt wird, welche bereit sind die Staatsschuldverschreibungen zu erwerben, ist auch der private Sektor in die ökonomische Analyse einzubeziehen. Anders ausgedrückt: Zum Beleg einer nachhaltigen staatlichen Fiskalpolitik ist zu klären, »to what extent

<sup>38</sup> Die Schlußfolgerung von Abel et al. (1989), daß die Vereinigten Staaten und eine Reihe anderer westlicher Industrienationen sich durch dynamische Effizienz auszeichnen, impliziert (1) die Möglichkeit einer inneren Lösung für das Erbschaftsmotiv im Sinne von Barro (1974) unter Berücksichtigung der Ausführungen von Weil (1987) – d. h. ein altruistisches Erbschaftsmotiv kann nicht ausgeschlossen werden – und (2) kann aufgrund eines niedrigen sicheren Zinses die Ricardianische Äquivalenz nicht aufgrund der Argumentation von Feldstein (1976) ausgeschlossen werden, d. h. ein niedriger Zinssatz führt zur keiner automatischen Ablehnung der Ricardianischen Äquivalenz [vgl. Abel et al. (1989, S. 15)]. Die letztere Argumentationskette von Feldstein (1976) beruhte auf der Überlegung, daß ein geringer Zinssatz zu einer Wahrnehmung der öffentlichen Verschuldung als Nettovermögen führt [siehe die Ausführungen von Holcombe et al. (1981) zu den Überlegungen und Einwendungen von Feldstein (1976)].

consumers are willing to lend to the government, that is, what transversality conditions apply« [Bohn (1995, S. 261)].

Bohn (1995) erweitert aus diesem Grunde den einfachen »General-Equilibrium«-Ansatz von Lucas (1978) mit unendlich lange lebenden Individuen durch die Berücksichtigung des staatlichen Sektors. Dynamische Effizienz und die Existenz vollständiger Märkte sind wichtige Annahmen für Ableitung der intertemporalen Budgetbeschränkung sowie die Transversalitätsbedingung. Letztere ist notwendig für den Ausschluß eines Ponzi-Spiels. Die Überlegungen von Bohn (1995, S. 261–263) laufen darauf hinaus, die staatliche Fiskalpolitik in zweifacher Hinsicht zu beschränken:

1. Die Realisierung eines Ponzi-Spieles ist generell ausgeschlossen und
2. zusätzlich werden konkrete Transversalitätsbedingungen und eine besondere intertemporale Budgetbeschränkung für den staatlichen Sektor sowie analoge Beschränkungen für alle Individuen aufgestellt.

Die diesbezüglichen Anforderungen für den stochastischen Modellrahmen folgen den Überlegungen für deterministische Volkswirtschaften: Danach wird ein optimierendes Individuum entsprechend den Ausführungen von Cass (1972a) sowie insbesondere O'Connell und Zeldes (1988) »never buy financial claims from an entity that intends to roll them over indefinitely« [Bohn (1995, S. 263)]. Mit der Ableitung der intertemporalen Budgetbeschränkung sind zwei wichtige Implikationen verbunden:

1. Zunächst existiert eine Verallgemeinerung des Ergebnisses von McCallum (1984) hinsichtlich der Möglichkeit beziehungsweise Unmöglichkeit der Realisierung permanenter Primärdefizite. Danach ist jede öffentliche Verschuldung durch zukünftige primäre Budgetüberschüsse gleichen Gegenwartswertes zu finanzieren.
2. Im Unterschied zu den deterministischen Modellen erfolgt jedoch keine Diskontierung unter Verwendung des sicheren Zinssatzes. Vielmehr sind sowohl die Transversalitätsbedingung als auch die intertemporalen Budgetbeschränkung invariant in bezug auf den sicheren Zinssatz. Die Diskontierung zukünftiger staatlicher Ausgaben und Steuereinnahmen basiert hier auf der *marginalen Rate der Substitution* (MRS). Diese variiert wiederum sowohl in zeitlicher Hinsicht als auch in bezug auf Naturzustände. Prinzipiell besteht keine Gleichheit zwischen der MRS und einem fest vorgegebenen Zinssatz.

Die sich aus der theoretischen Betrachtung von Bohn (1995) ergebenden empirischen Implikationen lassen sich wie folgt zusammenfassen: »Unfortunately, the analysis also implies that very strong assumptions would

be needed to obtain *any* valid test for sustainability, mainly because the transversality condition involves an expectation across states of nature that is difficult to estimate from one single observed time series of fiscal data« [Bohn (1995, S. 259)]. Bohn (1995, S. 269) fährt fort: »If one is not willing to accept such assumptions, one may even argue that sustainability is essentially untestable. In any case, the theoretical analysis in this paper shows that it is much more difficult to reject sustainability of government policy than traditional tests suggest.«

### 5. Zusammenfassung: Ponzi-Spiel versus intertemporale Budgetbeschränkung

Die Frage, ob durch den staatlichen Sektor permanente Budgetdefizite im Sinne einer »Rolling-Over«-Strategie durchgeführt werden können – d. h. sich ein Ponzi-Spiel realisieren läßt –, ist abhängig von der dynamischen Ineffizienz einer Volkswirtschaft; diese ist charakterisiert durch einen sicheren Zinssatz, der unterhalb der Wachstumsrate des Outputs liegt. Innerhalb des »Infinite-Horizon«-Referenzmodelles eines repräsentativen Individuums ist die Möglichkeit der dynamischen Ineffizienz ausgeschlossen. Im Gegensatz dazu ist bei den traditionellen neoklassischen Modellen überlappender Generationen die Realisierung marktmäßigen Wachstums, das durch dynamische Ineffizienz charakterisiert ist, nicht auszuschließen. Dynamische Ineffizienz ist in diesen Modellen die Voraussetzung für das Durchführen eines Ponzi-Spieles. Das Ponzi-Spiel ist hier aus wohlfahrtsökonomischen Erwägungen erwünscht, weil dadurch die übermäßige Kapitalakkumulation (bei gleichzeitiger Zunahme des Konsumes der Individuen und damit verbunden einer Nutzenerhöhung der Individuen) behoben wird.

Im Rahmen des Ansatzes überlappender Generationen von Diamond (1965) werden ausschließlich *eigennützige* Individuen unterstellt, die mit ihren Nachfahren – sofern diese überhaupt im Modell von Diamond (1965) existieren sollten – nicht verbunden sind. Folglich besitzen diese Individuen auch nur einen endlichen Planungshorizont, der mit dem endlichen Lebenshorizont identisch ist. Diese Endlichkeit des individuellen Handelns bringt letztendlich die Abweichung von dem pareto-optimalen Ergebnis des modifizierten Goldenen Pfades mit sich, welches sich bei der Existenz eines allwissenden sozialen Planers im Sinne des »Infinite-Horizon«-Ansatzes einstellt.

Barro (1974) unterstellt dahingegen, daß durch die Einbeziehung der Nutzenfunktionen der Nachfahren in die eigene (intergenerationelle) Nut-

zenfunktion der heute entscheidenden Individuen, die endlichen Lebenshorizonte zwar erhalten bleiben, aber die Planungshorizonte erheblich erweitert werden. Mit der Einbeziehung der zukünftigen Generationen sind folglich unendlich lange Planungshorizonte verbunden, so daß sich die Implikationen des »Infinite-Horizon«-Ansatzes eines repräsentativen Individuums einstellen.<sup>39</sup> Entscheidend für die Erzielung der Ergebnisse der Ricardianischen Äquivalenz ist die Existenz *wirksamer* Transferzahlungen (d. h. altruistischer Erbschaften). Es folgt der Schluß, daß bei *hinreichender* Berücksichtigung der zukünftigen Generationen dynamische Ineffizienz nicht möglich ist, somit ein Ponzi-Spiel weder notwendig noch realisierbar ist. Dieses Ergebnis hängt aber von der Existenz *wirksamer* Erbschaften ab. Tirole (1982) untermauert die Relevanz einer unendlichen Anzahl von Individuen, damit ein Ponzi-Spiel durchgeführt werden kann. Ansonsten würden nutzenmaximierende Individuen an einem Ponzi-Spiel nicht teilnehmen. Das heißt, es müssen permanent neue Individuen zu den Anwesenden hinzukommen, die ihrerseits bereit sind, die Staatsschuldverschreibungen zu erwerben.<sup>40</sup> Die theoretische Analyse von Tirole (1985) zur Problematik von Seifenblasen und überlappenden Generationen mündet in der Erkenntnis, daß Seifenblasen – und damit auch Ponzi-Spiele – ausgeschlossen werden können, wenn ein Vermögensgegenstand existiert, dessen

---

<sup>39</sup> Seater (1993, S. 147) weist auf den Umstand hin, daß mit der Bestimmung des letzten Lebensjahres Probleme verbunden sind, da es immer eine positive Wahrscheinlichkeit für ein zusätzliches Lebensjahr gibt [vgl. Feller (1968)]. Hingegen existiert auch eine positive Wahrscheinlichkeit für den Tod in jedem Lebensjahr. Folglich müßte ein adäquates Modell der intertemporalen Optimierung einen unendlichen Planungshorizont bei einer positiven Wahrscheinlichkeit für den Tod zum Zeitpunkt  $t$  und einer erwarteten endlichen Lebensdauer unterstellen. Die sich hieraus ergebenden Ansätze können als »Uncertain-Lifetime«-Modelle bezeichnet werden [vgl. Barro und Friedman (1977)]. Werden unsicheres Leben bei Abwesenheit von Altruismus unterstellt, muß die Ricardianische Äquivalenz aufgrund der positiven Wahrscheinlichkeit, daß der Planungshorizont des Individuums kleiner als der zur Deckung der Zinsverpflichtungen notwendige Zeithorizont ausfällt, nicht mehr gelten. Im Rahmen des auf diesen Überlegungen aufbauenden Ansatzes von Blanchard (1985) lassen sich analoge Überlegungen zu Samuelson (1958) sowie Diamond (1965) anstellen. Jedoch wird durch Einführung von Altruismus das Ricardianische Ergebnis erzielt.

<sup>40</sup> Weil (1989) zeigt, daß selbst bei einem unendlichen Planungshorizont im Sinne des »Infinite-Horizon«-Ansatzes Effekte im Sinne eines endlichen Zeithorizontes auftreten können, wenn neue Individuen in die Volkswirtschaft hinzukommen; diese neue Individuen lassen sich entweder als ungeliebte Kinder oder als Einwanderer interpretieren, denen ein Teil der zukünftigen Steuerlast aufgebürdet werden kann. Sollten die Einwanderer dahingegen eine Eintrittsgebühr bei der Einwanderung entrichten, dann kann auch wieder die Ricardianische Äquivalenz ihre Gültigkeit aufweisen [siehe Barro (1989a, S. 228, Fußnote 30)].



Rente mit der gleichen Wachstumsrate zunimmt wie der Output; für diesen Fall ist dynamische Ineffizienz nicht möglich. McCallum (1987) sowie Homburg (1991) identifizieren den nicht-produzierbaren Faktor Land als einen solchen Vermögensgegenstand. Sowohl McCallum (1987) als auch Homburg (1992) zeigen sodann, daß bei Einbeziehung des Produktionsfaktors Land in Wachstumsmodelle dynamische Ineffizienz (unter einigen schwachen Annahmen) nicht realisierbar ist.

Eine Analyse von Ansätzen der endogenen Wachstumstheorie durch King und Ferguson (1993) gelangt zum Ergebnis, das in wettbewerblichen endogenen Wachstumsmodellen ohne Externalitäten unabhängig von der Modellierung der Individuen dynamisch ineffiziente Gleichgewichte, Seifenblasen oder Ponzi-Spiele nicht möglich sind. King und Ferguson (1993) erhalten in einer abgewandelten Modellwelt das Ergebnis, daß zur Durchführung eines Ponzi-Spieles keine Kapitalüberakkumulation, sondern ein zu geringer Kapitalbestand notwendig ist. Allerdings stellt das Ponzi-Spiel aus wohlfahrtsökonomischer Sicht keine Pareto-Verbesserung dar. Grossman und Yanagawa (1993) bestätigen – bei Verwendung eines Modelles der endogenen Wachstumstheorie – die Ergebnisse von Tirole (1985). [Siehe auch die Überlegungen von Saint-Paul (1992) sowie Azariadis und Reichlin (1996) zur Interaktion zwischen öffentlichen Schulden und dem Wachstum im Kontext von endogenen Wachstumsmodellen.]

Die theoretische und empirische Untersuchung von Abel et al. (1989) geht der Frage nach, ob eine Reihe von Industrienationen durch dynamische Effizienz gekennzeichnet sind. Hierbei wird der Überlegung Rechnung getragen, daß die entscheidenden Variablen für eine solche Beurteilung stochastischer Natur sind. Anders gewendet: Die einfache Betrachtung irgendeines Zinssatzes ist *nicht* hilfreich und hinreichend zur Klärung der Frage. Aus diesem Grunde wird der Kapitalertrag – definiert als der durch die Produktion erzeugte Cash-flow abzüglich der Lohnsumme – mit den getätigten Investitionen verglichen. Abel et al. (1989) können auf dieser Basis die dynamische Effizienz für Kanada, Großbritannien, Frankreich, Bundesrepublik Deutschland, Italien, Japan und die Vereinigten Staaten nicht ablehnen. Unter Verwendung eines stochastischen Modellrahmens gelangt Bohn (1995) zum Ergebnis, daß der übliche Vergleich zwischen sicheren Zinssatz und Wachstumsrate des Outputs ebenfalls nicht Verwendung finden kann. Anstelle des Zinssatzes ist vielmehr die nicht zeitinvariante *marginale Rate der Substitution* zu verwenden. Insgesamt legen die theoretischen Ansätze den Schluß nahe, daß die Realisierung eines Ponzi-Spieles nicht möglich ist.



## **IV. Empirische Ansätze zur Überprüfung der Gültigkeit der intertemporalen Budgetbeschränkung**

Die technischen und theoretischen Überlegungen lassen den Schluß zu, daß die Frage in bezug auf die Grenzen der öffentlichen Verschuldung – und eng hiermit verbunden die Gültigkeit der intertemporalen Budgetbeschränkung – empirisch gelöst werden kann. In diesem Zusammenhang existieren eine Reihe von Ansätzen, die dieser Fragestellung nachgehen. Daneben spielt ebenfalls die Frage der »Sustainability« – d. h. der dauerhaften Tragfähigkeit (auch als Nachhaltigkeit bezeichnet) – der öffentlichen Verschuldung eine bedeutende Rolle.

Abschnitt 1 stellt Untersuchungen auf der Grundlage eines univariaten Verfahrens der Zeitreihenanalyse, welches die Stationaritätsüberprüfung der Zeitreihen zum Gegenstand hat, dar. Dahingegen analysieren die Ansätze im Rahmen von Abschnitt 2 auf der Basis von bivariaten Zeitreihenverfahren langfristige Gleichgewichtsbeziehungen. Abschnitt 3 berücksichtigt bei der empirischen Analyse die Überlegungen der multiplen Zeitreihenanalyse und insbesondere den Vektorautoregressiven Ansatz (VAR). Abschließend faßt Abschnitt 4 die Ergebnisse zusammen.

### **1. Stationäre Budgetdefizite als Voraussetzung für die Gültigkeit der intertemporalen Budgetbeschränkung**

Eine erste ausführliche Auseinandersetzung mit der – aus der staatlichen Budgetgleichung abgeleiteten – intertemporalen Budgetbeschränkung stammt von Hamilton und Flavin (1986). Zentrale Frage ist hierbei, inwieweit die öffentliche Verschuldung über einen beliebig langen Zeitraum durchgeführt werden kann. In Analogie zu den Überlegungen für einen einzelnen Haushalt könnte auch für den staatlichen Sektor gelten, daß der erwartete Gegenwartswert der staatlichen Ausgaben – ohne Berücksichtigung der Zinszahlungen – nicht den erwarteten Gegenwartswert der staatlichen Einnahmen (Steuereinnahmen) übersteigen kann [siehe Hamilton und Flavin (1986, S. 808)]. Im Mittelpunkt der theoretischen und empirischen Betrachtung von Hamilton und Flavin (1986) steht daher die konkrete Überprüfung dieser potentiellen Analogie: Das heißt, ob sich auch der staatliche Sektor einer »Present-Value-Borrowing-Constraint« gegenüber sieht und damit die intertemporale Budgetbeschränkung gilt. Grundlage

des empirischen Tests von Hamilton und Flavin (1986) ist die Transversalitätsbedingung

$$(B.12) \quad \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{B_N}{(1+r)^N} = 0,$$

nach der das reale Angebot an Staatsschuldverschreibungen, das vom Publikum gehalten wird, laut Erwartungen der Marktteilnehmer im Durchschnitt nicht schneller wächst als der Zinssatz.<sup>41</sup> Von Interesse für die nachfolgende empirische Betrachtung ist allein die Frage, ob die durch eine heutige zusätzliche öffentliche Verschuldung in der Zukunft verbundene Zinsverpflichtung durch zukünftige Steuererhöhungen oder durch erneute Emission von Staatsschuldverschreibungen finanzierbar ist. Durch die obige Bedingung wird die Nullhypothese der Gültigkeit der intertemporalen Budgetbeschränkung spezifiziert: Das Budget des staatlichen Sektors ist intertemporal ausgeglichen. Die Alternativhypothese charakterisiert sich durch einen positiven Grenzwert  $A_0$ : Ein Betrag in Höhe von  $r(A_0 - B_0)$  bedarf nicht der Deckung durch Steuereinnahmen. Unter Verwendung dieser Lösung folgt als allgemeine Formulierung des ökonometrischen Modelles

$$(B.13) \quad B_t = E_t \sum_{i=1}^{\infty} \frac{S_i - V_i}{(1+r)^{i-t}} + A_0(1+r)^t.$$

Hierbei repräsentiert  $S_t$  den staatlichen Überschuß, der sich unter Beachtung der Ausgaben und der Einnahmen einstellt:  $S_t = T_t - G_t + [M_t - M_{t-1}]/P_t$ . Die öffentliche Schuld eines gegebenen Disagios und einer bestimmten Fälligkeit sei als Wertpapier  $j$  bezeichnet. Durch  $V_t$  wird unter Berücksichtigung stochastischer Fehlerterme die Summe des »real excess one-period holding yield on  $j$  bonds relative to the average earned on a comparable investment in one-period bonds« erfaßt [siehe Hamilton und Flavin (1986, S. 810)].

---

<sup>41</sup> Hamilton und Flavin (1986, S. 811) gelangen ebenfalls zur Erkenntnis, daß diese Bedingung mit einem *permanenten* Defizit konsistent sein kann, sofern Zinszahlungen einbezogen werden. Dagegen ist ein permanentes Budgetdefizit ohne Zinszahlungen nicht konsistent mit dieser Bedingung. [Siehe auch die Modellberechnungen von Hamilton und Flavin (1986, S. 811) für die beiden Fälle.] Darüber hinaus lassen sich wiederum die Überlegungen von McCallum (1984) anführen, wonach permanente Budgetdefizite inklusive der Zinszahlungen konsistent sowohl mit dem Optimierungsverhalten der Gläubiger als auch mit der obigen Bedingung sein können. Dahingegen sind permanente Defizite ohne die Zinszahlungen weder mit dem Optimierungsverhalten noch mit der obigen Bedingung konsistent. Die von Hamilton und Flavin (1986, S. 811) aufgestellte Bedingung erfordert darüber hinaus weder die Rückzahlung der anfänglichen öffentlichen Verschuldung noch impliziert diese Bedingung, daß nicht die öffentliche Verschuldung konstant anwächst. Die Zunahme der öffentlichen Verschuldung muß nur mit einer Rate kleiner als der Zinssatz wachsen.

Die Gleichung (B.13) beinhaltet die beiden zu testenden Hypothesen. Nur wenn  $A_0$  den Wert null annimmt, gilt die intertemporale Budgetbeschränkung und damit das Erfordernis eines intertemporal ausgeglichenen Budgets. Ansonsten muß zumindestens ein Teil der öffentlichen Verschuldung niemals durch Budgetüberschüsse finanziert werden. Grundlage der eigentlichen empirischen Analyse von Hamilton und Flavin (1986) sind die drei von Flood und Garber (1980) vorgeschlagenen Testverfahren zum Test auf *rationale Seifenblasen*. Die empirischen Ergebnisse der Untersuchung von Hamilton und Flavin (1986) für die Vereinigten Staaten lassen den Schluß zu, daß die historischen Daten mit dem Ansatz der intertemporalen Budgetbeschränkung in Einklang stehen. Allerdings folgern Hamilton und Flavin (1986, S. 818), daß der staatliche Sektor sich nicht grenzenlos verschulden kann – damit also in der Tat Grenzen der öffentlichen Verschuldung bestehen – und bei einer Fortsetzung der zu Beginn der 80er Jahren realisierten Budgetdefiziten die Notwendigkeit baldiger Budgetüberschüsse besteht.

Die empirische Untersuchung von Wilcox (1989) basiert auf der Überlegung von Hamilton und Flavin (1986) hinsichtlich der Gültigkeit der intertemporalen Budgetbeschränkung. Einige Veränderungen bezüglich der konkreten empirischen Umsetzung heben allerdings die Unterschiede zwischen diesen beiden Ansätzen hervor. Diese äußern sich in den folgenden Punkten:

1. Im Unterschied zu Hamilton und Flavin (1986), die einen gegebenen festen Realzinssatz in Höhe von 1,012% unterstellt haben, verwendet Wilcox (1989) stochastische Realzinssätze. Im Unterschied zu den ansonsten unterstellten zeitinvarianten Zinsen liegen der empirischen Untersuchung von Wilcox (1989) die tatsächlichen Zinsen der jeweiligen Periode zugrunde.
2. Unterstellung von nicht stationären Budgetüberschüssen exklusive der Zinsverpflichtungen.
3. Der Test von Wilcox (1989) besitzt hinreichende Robustheit gegenüber stochastischen Verletzungen der staatlichen Kreditaufnahmebeschränkung.

Ansatzpunkt der empirischen Betrachtung ist in Analogie zu Hamilton und Flavin (1986) die Verwendung einer Erwartungsgleichung für die Finanzierung der öffentlichen Verschuldung

$$(B.14) \quad B_t = \sum_{j=1}^{\infty} E_t S_{t+j}$$

in Verbindung mit der Bedingung

$$(B.15) \quad \lim_{N \rightarrow \infty} E_t B_{t+N} = 0,$$

nach der der Grenzwert der diskontierten Verschuldung gegen null strebt, so daß die »Present-Value-Borrowing-Constraint« ihre Gültigkeit erhält. Die beiden obigen Gleichungen sind bei Hamilton und Flavin (1986) direkt Gegenstand der empirischen Überprüfung. Damit lassen sich nach Hamilton und Flavin (1986) Aussagen bezüglich der Gültigkeit und Erfüllung der staatlichen Budgetbeschränkung durch den staatlichen Sektor ableiten. Wilcox (1989) dagegen sieht die beiden Gleichungen alleine nicht als hinreichende Entscheidungskriterien an.

Ansatzpunkt der ökonometrischen Analyse von Wilcox (1989) ist der gegebene Prozeß der fiskalpolitischen Entscheidungen. Hier interessiert, ob dieser Prozeß beliebig lange aufrechterhalten werden kann, ohne die intertemporale Budgetbeschränkung zu verletzen. In diesem Zusammenhang wird von der *Nachhaltigkeit* (»Sustainability«) der Fiskalpolitik gesprochen. Eine nachhaltige Fiskalpolitik liegt vor, wenn diese eine Sequenz von öffentlichen Schulden und Budgetdefiziten generiert, welche die »Present-Value-Borrowing-Constraint« erfüllt. Eine nicht-nachhaltige Fiskalpolitik ist somit durch einen nicht gegen null strebenden Erwartungswert der diskontierten Verschuldung charakterisiert. Für einen längeren Zeitraum kann zwar ein solcher Pfad der Fiskalpolitik realisiert werden, aber nicht für die Ewigkeit. Eine Veränderung dieser Politik beziehungsweise des dahinter stehenden Haushaltsprozesses ist somit früher oder – meist – später zu erwarten.

Grundlage des empirischen Tests von Wilcox (1989) ist daher die Unterscheidung zwischen einer nachhaltigen und einer nicht-nachhaltigen Fiskalpolitik. Ansatzpunkt ist die Betrachtung der Zeitreihe der diskontierten öffentlichen Verschuldung sowie der sich hieraus ergebenden Prognostrajektorie. Als Entscheidungskriterium für die Gültigkeit der intertemporalen Budgetbeschränkung verwendet Wilcox (1989) die reale diskontierte öffentliche Verschuldung; die Diskontierung erfolgt durch einen realen Diskontierungsfaktor. Damit vermeidet Wilcox (1989) die Verwendung einer bestimmten Annahme bezüglich des Realzinses; alternativ werden die öffentlichen Schulden unter Verwendung eines *ex post* Realzinses auf einen Referenzzeitpunkt abdiskontiert. Das Verhalten dieser korrigierten Zeitreihe der öffentlichen Verschuldung wird dann einer ökonometrischen Untersuchung unterzogen. Wilcox (1989) untersucht die Gültigkeit der intertemporalen Budgetbeschränkung für die Vereinigten Staaten für den Zeitraum von 1960 bis 1984. Der empirische Test erfordert zunächst die

Unterteilung der gesamten Untersuchungsperiode in zwei sich voneinander unterscheidenden Perioden, da aus der Sicht von Wilcox (1989) eine Veränderung in der Struktur der Fiskalpolitik eingetreten ist. Für den Zeitraum 1960 bis 1974 kann keine Verletzung der intertemporalen Budgetbeschränkung bestätigt werden; d. h. die zu diesem Zeitpunkt realisierte Fiskalpolitik hätte so für einen unendlich langen Zeitraum aufrechterhalten werden können. Die Betrachtung der Periode 1974 bis 1984 führt zum Ergebnis der Verletzung der intertemporalen Budgetbeschränkung, d. h. die öffentliche Verschuldung ist nicht durch die diskontierte Summe der erwarteten zukünftigen Budgetüberschüsse gedeckt. Wird eine dynamisch effiziente Volkswirtschaft im Sinne von Abel et al. (1989) unterstellt, folgt, daß diese Fiskalpolitik früher oder später einer Änderung unterliegen muß. Damit sind also entweder Ausgabenkürzungen oder Steuererhöhungen unabweichlich, um der intertemporalen Budgetbeschränkung zu genügen.

## 2. Empirische Untersuchungen auf der Basis der Kointegration fiskalischer Variablen

Die nachstehenden empirischen Ansätze verwenden zur empirischen Überprüfung der intertemporalen Budgetbeschränkung zwei Zeitreihen. Zwischen den beiden Zeitreihen, die im Rahmen dieses bivariaten Ansatzes berücksichtigt werden, kann ein langfristiges Gleichgewicht bestehen: Grundlage dieser Betrachtung sind nicht-stationäre fiskalische Zeitreihen, wobei eine Linearkombination aus diesen beiden Zeitreihen stationär wird. In diesem Zusammenhang wird dann von *Kointegration* gesprochen. (Siehe zu den Konzepten der Stationarität und der Kointegration den Abschnitt E.I)

Untersuchungsgegenstand von Smith und Zin (1991) sind monatliche kanadische Daten der Nachkriegsperiode. Die relevanten fiskalischen Zeitreihen werden auf Erfüllung der intertemporalen Budgetbeschränkung hin überprüft, wobei bei der »Present-Value-Budget-Constraint« angesetzt wird. In Hinblick auf die Testverfahren wird die Kointegration verwendet. Die empirischen Ergebnisse lassen den Schluß zu, daß die gemeinsame Entwicklung der realen öffentlichen Verschuldung und der realen Budgetüberschüsse nicht mit der intertemporalen Budgetbeschränkung konsistent sind. Bezüglich einer Einschätzung ihrer empirischen Ergebnisse gelangen Smith und Zin (1991) zu zwei möglichen Erklärungen:

1. Der staatliche Sektor finanziert die Zinsverpflichtungen nicht durch Budgetüberschüsse, sondern durch die Emission weiterer Staatsschuld-

verschreibungen, d. h. die Zinszahlungen werden permanent durch zusätzliche öffentliche Schulden beglichen. (Diese Variante scheint allerdings lediglich eine kurzfristige Finanzierungsquelle zu sein, da bei dynamischer Effizienz einer Volkswirtschaft die intertemporale Budgetbeschränkung einzuhalten ist. Ob Kanada dynamisch ineffizient sein sollte, ist ein empirisches Problem; für diesen Fall kann eine »Rolling-Over«-Strategie permanent durchgeführt werden.)

2. Alternativ könnten die Marktteilnehmer als weitere Finanzierungsquelle der zukünftigen Zinsverpflichtungen den Verkauf von staatlichen Beteiligungen, Grundstücken sowie Privatisierungen öffentlicher Unternehmen ansehen. Weitere Möglichkeiten der Finanzierung der zukünftigen Zinsverpflichtungen bestehen in der »Seigniorage« (vgl. Abschnitt C.I.2.b).

Der Ansatz von MacDonald und Speight (1990) beruht in einer Implementierung der intertemporalen Budgetbeschränkung für das Vereinigte Königreich für einen Zeitraum von 1961 bis 1986. Unter Verwendung des Ansatzes der Kointegration wird empirisch überprüft, ob die fiskalischen Institution über den genannten Untersuchungszeitraum eine Seifenblasen-Politik verfolgt hat. Obgleich die öffentliche Verschuldung und die korrigierten Budgetüberschüsse miteinander kointegriert sind – und damit die intertemporale Budgetbeschränkung mehr oder weniger als bestätigt angesehen werden kann –, ist ein empirischer Test unter Verwendung einer Vektorautoregressiven Darstellung mit einer Ablehnung der intertemporalen Budgetbeschränkung verbunden. (Die Korrektur der Budgetüberschüsse scheint sich auf die Effekte des Nordseeöls hinsichtlich der staatlichen Finanzen zu beziehen.)

Unter Verwendung eines Modelles des Gegenwartswertes der intertemporalen staatlichen Budgetbeschränkung werden von Haug (1991) einige testbare Hypothesen abgeleitet und für Quartalsdaten über den Zeitraum von 1960 bis 1987 getestet, wobei der neuere Ansatz der Kointegration Verwendung findet. Als fiskalische Variablen finden die öffentliche Verschuldung sowie die Budgetüberschußvariable Verwendung. Sofern zwischen den beiden Variablen eine langfristige Beziehung im Sinne des Ansatzes der Kointegration bestehen sollte, kann die Existenz eines Seifenblasentermes ausgeschlossen werden. Die empirischen Ergebnisse von Haug (1991) bestätigen die Gültigkeit der intertemporalen Budgetbeschränkung für die Vereinigten Staaten.

Trehan und Walsh (1991) erweitern die herkömmlichen empirischen Untersuchungen in bezug auf die Struktur der Prozesse und der Variabilität

der Zinsen. Zunächst variieren Trehan und Walsh (1991) die Annahme von differenzstationären Ausgaben- und Einnahmenprozessen bei einer weiterhin unterstellten Konstanz des Realzinses; es läßt sich zeigen, daß der verwendete Kointegrationstest weiterhin seine Gültigkeit behält, sofern die Quasidifferenz der Budgetdefizite exklusive der Zinsverpflichtungen stationär ist. Eine weitere Modifikation der empirischen Analyse durch Trehan und Walsh (1991) betrifft den als konstant unterstellten Realzins. Für einen nunmehr variablen Realzinssatz zeigt sich als Ergebnis, daß im allgemeinen ein Kointegrationstest nicht länger gültig ist. Allerdings läßt sich weiterhin der von Trehan und Walsh (1988) entwickelte Test zur empirischen Überprüfung der intertemporalen Budgetbeschränkung verwenden [vgl. Trehan und Walsh (1991, S. 207)]. Darüber hinaus kann der Nachweis geführt werden, daß sofern der erwartete Realzinssatz positiv ist, die intertemporale Budgetbeschränkung ihre Gültigkeit besitzt, falls der Prozeß der Haushaltsdefizite inklusive der Zinsverpflichtungen stationär ist.

Um eine bessere Vergleichbarkeit der empirische Ergebnisse zu erzielen, verwenden Trehan und Walsh (1991) bei ihrer eigenen Untersuchung den von Hamilton und Flavin (1986) untersuchten Zeitraum und Datensample für die Vereinigten Staaten. Sie gelangen zum Testergebnis, daß sie die Nichtstationarität der realen öffentlichen Schulden nicht ablehnen können. Jedoch ist es möglich, die Nichtstationarität der Budgetdefizite inklusive der Zinsverpflichtungen auf einem 5%-Niveau abzulehnen [siehe Trehan und Walsh (1991, S. 219)]. Dieses Ergebnis ist zwar für eine Welt mit einem konstanten erwarteten Realzinssatz nicht konsistent mit dem Ansatz der intertemporalen Budgetbeschränkung, wohl aber für eine Welt mit einem variablen Realzins. Folglich impliziert die Stationarität der Defizite inklusive der Zinsverpflichtungen – also die ersten Differenzen des realen Bestandes der öffentlichen Schulden – den intertemporalen Ausgleich des staatlichen Budgets.

Abschließend kann daher mit Trehan und Walsh (1991) der Schluß gezogen werden, daß für den Fall eines konstanten erwarteten Realzinses die Existenz einer stationären Linearkombination des Bestandes der öffentlichen Schulden und der Budgetdefizite exklusive der Zinsverpflichtungen eine notwendige und hinreichende Bedingung für die intertemporale Budgetbeschränkung darstellt. Darüber hinaus wird die intertemporale Budgetbeschränkung bei stationären Haushaltsdefiziten inklusive der Zinsverpflichtungen erreicht, sofern ein positiver konstanter Realzinssatz vorliegt.

Im Mittelpunkt der empirischen Analyse von Hakkio und Rush (1991) steht die Frage, ob die Budgetdefizite der Vereinigten Staaten zu hoch



sind. Im Gegensatz zu Hamilton und Flavin (1986) werden allerdings zur empirischen Überprüfung nicht direkt die öffentliche Verschuldung und die Defizite herangezogen, sondern vielmehr die staatlichen Ausgaben und die Steuereinnahmen. Die empirische Überprüfung basiert auf einer Verwendung von realen Variablen – d. h. um Preiseffekte bereinigte Größen – und des weiteren auf relativierte Ausgaben und Einnahmen (durch Berücksichtigung des GNP oder der Bevölkerungsentwicklung). Bei der empirischen Überprüfung werden dementsprechend neben den reinen realen fiskalischen Komponenten, die in bezug zur Bevölkerung und die bezüglich des GNP relativierten Ausgaben und Einnahmen verwendet. Bei ihrer ökonometrischen Untersuchung gehen Hakkio und Rush (1991) wie folgt vor:

1. Überprüfung der Stationarität der verwendeten Zeitreihen unter Anwendung des Tests von Dickey und Fuller (1979, 1981). Danach sind die realen Ausgaben und Einnahmen – bezogen auf Niveaugrößen und bei Deflationierung durch die Bevölkerung – durch Nichtstationarität gekennzeichnet. Allerdings existieren bei der Deflationierung durch das GNP keine diesbezüglichen Aussagen, d. h. die Zeitreihen sind nunmehr bezogen auf den gesamten Untersuchungszeitraum stationär. Allerdings »neigen« die Zeitreihen in den letzten Jahren zur Nichtstationarität.
2. Durchführung der Kointegrationstests. Grundsätzlich läßt sich aufgrund der verschiedenen Abgrenzungen der staatlichen Ausgaben und Einnahmen eine Tendenz hin zur Kointegration der beiden Zeitreihen feststellen, wenn der gesamte Untersuchungszeitraum Gegenstand der Schätzung ist. Für die Unterperiode 1976 bis 1988 sind alle Tests nicht in der Lage, den Mangel an Kointegration abzulehnen. Hakkio und Rush (1991, S. 437) folgern daher, daß durch die Entwicklung der öffentlichen Verschuldung – und damit durch die gegenwärtige Entwicklung der fiskalischen Komponenten – eine Verletzung der intertemporalen Budgetbeschränkung verbunden ist – jedenfalls für die letzten 100 Quartale. Des weiteren liegt für den geschätzten Kointegrationsparameter ein signifikant kleinerer Wert als eins vor.

Für den gesamten Untersuchungszeitraum (1950 bis 1988) sind die staatlichen Ausgaben und die staatlichen Steuereinnahmen kointegriert und zwar dergestalt, daß die staatlichen Ausgaben stärker anwachsen als die staatlichen Einnahmen. Diese Entwicklung dürfte sehr bald zu Abnahmeproblemen der öffentlichen Wertpapiere führen. Folglich müssen entweder die Ausgaben reduziert oder die Steuern erhöht werden.

### 3. Die intertemporale Budgetbeschränkung und der Vektorautoregressive Ansatz

Roberds (1991) analysiert die Gültigkeit der intertemporalen Budgetbeschränkung unter Verwendung der diesbezüglichen Überlegungen von Hansen, Roberds und Sargent (1991), welche durch die Verwendung von »Exact-Linear-Rational-Expectations«-Modellen charakterisiert sind. Diese Betrachtung ist begründet durch die Suche nach den Restriktionen, die mit dem gemeinsamen stochastischen Prozeß der staatlichen Ausgaben exklusive der Zinsverpflichtungen und der Steuereinnahmen unter der Annahme eines ausgeglichenen Budgets in intertemporaler Hinsicht verbunden sind. Grundlage der empirischen Überprüfung von Roberds (1991) ist daher die Aufstellung von »Cross-Equation«-Restriktionen für ein Vektorautoregressives (VAR) Gleichungssystem (siehe Abschnitt E.I für eine Darstellung des Vektorautoregressiven Ansatzes). Im Unterschied zu den vorangegangenen empirischen Ansätzen zur Überprüfung der Gültigkeit der intertemporalen Budgetbeschränkung ist die Verwendung eines multivariaten Verfahrens der Zeitreihenanalyse Grundlage dieses Ansatzes. Ansatzpunkt der empirischen Untersuchung ist der von Hansen, Sargent und Roberds (1991, Abschnitt 7) entwickelte Test. Dieser Test verwendet zwei Neuerungen:

1. Die Zinsen können *ex ante* zeitinvariant sein, aber nicht *ex post*, d. h.

$$(B.16) \quad E[\delta_t | \Psi_{t-1}] = \delta.$$

2. Das Ausmaß des Bestandes an Staatsschuldverschreibungen sei im Datensatz des Ökonometrikers enthalten. Das heißt, der Ökonometriker verfügt über zusätzliche Informationen. Damit können entsprechend Hansen, Sargent und Roberds (1991) konkrete Restriktionen für das Gleichungssystem ermittelt werden.

Aus Gründen der empirischen Vergleichbarkeit berücksichtigt Roberds (1991, S. 169) bei seiner empirischen Untersuchung der intertemporalen Budgetbeschränkung den Ansatz von Hamilton und Flavin (1986). Dies manifestiert sich in der Verwendung von Jahresdaten und einem Realzinsatz von 1,12% sowie in der Berücksichtigung einer Konstanten und drei verzögerten Termen bei den VAR-Gleichungen. Es existieren auf Grundlage dieser Vorgehensweise ähnliche Ergebnisse wie bei Hamilton und Flavin (1986). Als Fazit lassen sich eine hohe Korrelation zwischen der mit dem theoretischen Modell verbundenen Verschuldungszeitreihe und der aktuellen Verschuldungszeitreihe sowie eine Ablehnung der »Cross-Equation«-

Restriktionen des modifizierten Ansatzes anführen. Roberds (1991, S. 170) gelangt im Rahmen seiner empirischen Analyse – welche die gemeinsame Hypothese einer einschrittigen konstanten Ex-ante-Realzinssatz-Version der staatlichen Budgetbeschränkung und des erwarteten »Net-Present-Value-Budget-Balance«-Ansatzes testet – zum Ergebnis, daß dieser Ansatz der intertemporalen Budgetbeschränkung nicht durch Daten des Nachkriegszeitraumes bestätigt werden kann. Die statistische Ablehnung des Ansatzes beziehungsweise der Annahmen des Ansatzes ist äußerst robust hinsichtlich der Annahmen in bezug auf die Stationarität der verwendeten Zeitreihen, auf die Werte für die als zeitinvariant unterstellten Realzinssatzes und hinsichtlich des Untersuchungszeitraumes. Roberds (1991, S. 170) führt an, daß in »Rational-Expectations«-Modellen des öfteren Versionen der staatlichen Budgetbeschränkung berücksichtigt werden, die konstante Ex-ante-Realzinsen unterstellen. Die mit der empirischen Analyse von Roberds (1991) einhergehenden Ergebnisse lassen den Schluß zu, daß die Verwendung dieser Restriktionen die dynamischen Eigenschaften der fiskalischen Daten der Vereinigten Staaten nicht hinreichend abbilden. In Hinblick auf zukünftige Forschungsarbeiten werden daher die Berücksichtigung zeitvarianter Zinsen sowie der Fristigkeitsstruktur der öffentlichen Verschuldung genannt.

#### **4. Zusammenfassung und Ausblick auf weitere Ansätze**

Die empirischen Untersuchungen zur Gültigkeit der intertemporalen Budgetbeschränkung haben unter Verwendung unterschiedlicher ökonometrischer Modellrahmen widersprüchliche Ergebnisse zum Vorschein gebracht. Die empirischen Untersuchungen von Wilcox (1989) sowie Roberds (1991) gelangten zum Ergebnis, daß die zu beobachtende Fiskalpolitik der Vereinigten Staaten nicht konsistent mit der intertemporalen Beschränkung ist, sofern sie langfristig beibehalten werden sollte. Ebenso lehnen Smith und Zin (1991) für Kanada sowie MacDonald und Speight (1990) für das Vereinigte Königreich diese Beschränkung ab. Hingegen bestätigen Hamilton und Flavin (1986), Hakkio und Rush (1991), Haug (1991) sowie Trehan und Walsh (1991) die Konsistenz der Fiskalpolitik mit der intertemporalen Budgetbeschränkung.

Die unterschiedlichen empirischen Ergebnisse dürfen angesichts eines recht kurzen Untersuchungszeitraumes nicht verwundern. Prinzipiell ziehen unterschiedliche Methoden widersprüchliche Ergebnisse nach sich. Generell kann aber davon ausgegangen werden, daß die intertemporale Budgetbeschränkung eine empirisch fundierte Berechtigung besitzt. Und

selbst falls die Fortführung der bisherigen amerikanischen Fiskalpolitik langfristig nicht mit der intertemporalen Budgetbeschränkung konsistent sein sollte, führt dies keineswegs zur Bestätigung der Alternativhypothese des Ponzi-Spieles. Die Unterstellung, daß die Haushaltsentscheidungen, die hinter der amerikanischen Fiskalpolitik stehen, nicht geändert werden können, muß als ein Automatismus interpretiert werden. Dieser ist aber nicht konsistent mit dem unterstellten ökonomischen Verhaltensmodell. Aus diesem Grunde sind bei Verletzung der intertemporalen Budgetbeschränkung früher oder später Anpassungsmaßnahmen – in Form von Steuererhöhungen oder Kürzungen der staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter und Transfers – erforderlich.

Bohn (1991a) geht der Frage nach, welche fiskalischen Anpassungsmaßnahmen die politischen Entscheidungsträger zur Einhaltung der intertemporalen Budgetbeschränkung über den Zeitraum von 1792 bis 1988 in den Vereinigten Staaten durchführten. Eine ökonometrische Analyse über einen längeren Untersuchungszeitraum weist zwei Vorteile auf:

1. Die intertemporale Budgetbeschränkung liefert prinzipiell keine Aussage, wann die fiskalischen Anpassungsmaßnahmen zu treffen sind, da Budgetdefizite auch über einen längeren Zeitraum hinweg realisiert werden können. Die Betrachtung eines kurzen Zeitraumes liefert folglich keine fundierte Aussage, ob die fiskalischen Variablen beziehungsweise der hinter diesen Variablen stehende politische Entscheidungsprozeß die intertemporale Budgetbeschränkung verletzen.
2. Die öffentliche Verschuldung unterliegt in der Regel recht langsamen Veränderungen. Aber insbesondere in Kriegszeiten wird sie rasch als Finanzierungsinstrument verwendet. Mit der Analyse eines längeren Zeitraumes ist keine signifikante Beeinflussung oder Verzerrung der fiskalischen Anpassungsmaßnahmen durch extreme Situationen verbunden, wie sie beispielsweise Kriege bedingen.

Als Ergebnis der ökonometrischen Untersuchung von Bohn (1991a) läßt sich festhalten, daß 50 bis 65% aller Defizite, die im statistischen Sinne kausal durch unerwartete Steuerkürzungen (oder -ausfälle) bedingt sind, sowie 65 bis 70% aller Budgetdefizite, die durch unerwartet hohe staatliche Ausgaben entstanden sind, durch eine nachfolgende Kürzung der staatlichen Ausgaben finanziert wurden. Der verbleibende Teil der Haushaltsdefizite finanzierte sich durch eine Erhöhung der Steuern. Hieraus folgt die Erkenntnis, daß – unabhängig vom auslösenden Ereignis für das Entstehen von Defiziten – letztendlich sowohl Ausgabenkürzungen als auch Steuererhöhungen zur Generierung von Budgetüberschüssen beitragen. Die

empirische Untersuchung von Bohn (1991a) bestätigt darüber hinaus die Gültigkeit der intertemporalen Budgetbeschränkung.<sup>42</sup>

## V. Zusammenfassung: Rationale Erwartungen und die »No-Ponzi-Game«-Bedingung

Individuelles Verhalten ist maßgeblich auf die Maximierung des Nutzens gerichtet und betrifft die Allokation der Ressourcen zum heutigen Zeitpunkt sowie für zukünftige Perioden. Um dem Rationalkalkül des ökonomischen Verhaltensmodelles zu genügen, ist eine Einschätzung zukünftiger Rahmenbedingungen unerlässlich. Folglich bilden die Individuen Erwartungen bezüglich der (für ihre individuelle Optimierung) relevanten Variablen. Da Lernfähigkeit bei den Individuen unterstellt werden kann, sind solche Erwartungsbildungsprozesse irrelevant, denen eine *systematische* Täuschung inhärent ist. Der Ansatz *rationaler* Erwartungen von Muth (1961) erlaubt den Individuen die Bildung von konsistenten Erwartungen, bei denen der subjektive Erwartungswert im Durchschnitt mit dem Erwartungswert des zugrunde liegenden theoretischen Modelles übereinstimmt. Systematische Fehler sind demnach auf der Basis des Ansatzes von Muth (1961) nicht möglich. In den Worten von Abraham Lincoln: »You can fool all the people some of the time, and some of the people all the time, but you cannot fool all the people all of the time« [zitiert nach Schlesinger et al. (1993, S. 52)]. Im Rahmen der ökonomischen Analyse der öffentlichen Verschuldung bilden die Marktteilnehmer rationale Erwartungen in bezug auf die staatliche Fiskalpolitik. Daher können sie eine Einschätzung der zukünftigen Entwicklung der öffentlichen Verschuldung vornehmen.

Für die Analyse der Haushaltsdefizite ist nicht unerheblich, ob permanente Budgetdefizite im Sinne eines Ponzi-Spieles möglich sind, die zu einer

---

<sup>42</sup> Zusätzlich entspringen aus den von Bohn (1991a) ermittelten fiskalischen Anpassungsmaßnahmen Rückschlüsse in bezug auf den Ansatz der Ricardianischen Äquivalenz. Die Modellwelt von Barro (1974) beruhte auf unveränderten staatlichen Ausgaben und einer Variation der Finanzierungsstruktur. Die Überlegungen von Barro (1989a) zur Fiskalpolitik sind mit der Erkenntnis verbunden, daß von einer Variation der staatlichen Ausgaben reale Wirkungen ausgehen können. Betrachtet man nun die Ergebnisse von Bohn (1991a), dann folgt unmittelbar, daß Individuen, die sich im Sinne des Ansatzes von Barro (1974, 1989a) verhalten, infolge einer unerwarteten Steuererhöhung ihren Konsum reduzieren, da sie davon ausgehen müssen, daß mit der Steuererhöhung eine Zunahme der staatlichen Ausgaben einhergehe. Zieht man die empirischen Erkenntnisse von Bohn (1991a) heran, folgt, daß zwischen 50 bis 65% aller Steuerkürzungen von den ricardianischen Konsumenten als Zunahme des Nettovermögens angesehen werden kann. Das empirische Ergebnis von Bohn (1991a) ist *nicht* als Evidenz gegen die Ricardianische Äquivalenz anzusehen. Die individuelle Reaktion ist hier lediglich Folge der Veränderung der staatlichen Ausgaben.

Ungültigkeit der intertemporalen Budgetbeschränkung führen. Permanente Haushaltsdefizite im Sinne eines Ponzi-Spieles sind durch den Umstand charakterisiert, daß sowohl Primärdefizite ad infinitum realisierbar sind als auch die aus der öffentlichen Verschuldung entstehenden Zinsverpflichtungen durch die Emission von Staatsschuldverschreibungen finanziert werden können. Das heißt, permanente Sekundärdefizite sind in der Ponzi-Modellwelt möglich. Theoretische Überlegungen lassen den Schluß zu, daß die *intertemporale Budgetbeschränkung* als Grundlage der ökonomischen Modellierung des Handelns politischer Entscheidungsträger ihre Verwendung finden muß und ein Ponzi-Spiel nicht durchführbar ist (siehe die ausführliche Zusammenfassung im Abschnitt B.III.5). Anders ausgedrückt: Die theoretischen Voraussetzungen zur Durchführung eines Ponzi-Spieles erscheinen überaus stringent zu sein, um als Grundlage einer positiven Theorie der öffentlichen Verschuldung zu dienen. Daneben begründen die empirischen Erkenntnisse eine Ablehnung der Gültigkeit der intertemporalen Budgetbeschränkung nicht. Demzufolge sind die politischen Entscheidungsträger in ihrer Einsatzweise der Budgetdefizite durch die intertemporale Budgetbeschränkung beschränkt. Unter der Annahme eines positiven Zinssatz-Wachstums-Differentials »verlangt die fiskalische Stabilitätsbedingung in ihrer intertemporalen Formulierung, daß der Gegenwartswert der zukünftigen Überschüsse im Primärhaushalt zumindest dem ausstehenden Schuldenstand entspricht« [Schlesinger et al. (1993, S. 40)]. Die intertemporale Budgetbeschränkung findet analytisch darüber hinaus ihren Niederschlag in der *Transversalitätsbedingung*, die auch als »No-Ponzi-Game«-Bedingung angesehen werden kann, wonach der Gegenwartswert der zukünftigen öffentlichen Verschuldung gegen null strebt, wenn die Zeit gegen unendlich geht. Im Sinne der Überlegungen von McCallum (1984) sind allerdings durch die Gültigkeit der intertemporalen Budgetbeschränkung permanente Defizite nicht ausgeschlossen, sofern die Abgrenzung derselben die Zinsverpflichtungen beinhaltet. Die intertemporale Budgetbeschränkung wird durch diese Abgrenzung des Umfanges der Budgetdefizite nicht verletzt. Insbesondere ist auch das Wachstum des Budgetdefizites mit der Rate des Volkseinkommens möglich. Die Zinsverpflichtungen müssen dann jedoch unter Zuhilfenahme der regulären Steuereinnahmen finanziert werden.

In der folgenden theoretischen und empirischen Analyse der positiven Theorien der öffentlichen Verschuldung wird von der intertemporalen Budgetbeschränkung Gebrauch gemacht. Allerdings wird nicht die exakte Modellierung im Sinne von Bohn (1995) verwendet, sondern die restriktivere traditionelle Version unter Beachtung eines gegebenen Zinssatzes. Dies ist einerseits begründet in der noch ausstehenden Berücksichtigung des Ansatzes von Bohn (1995) in der Literatur zur positiven Erklärung der Bud-

getdefizite – sei es aus wohlfahrts- oder aus politökonomischer Sicht – und andererseits folgen aus der Verwendung der traditionellen intertemporalen Budgetbeschränkung restriktivere Anforderungen in Hinblick auf die ökonomische Begrenzung des staatlichen Handelns. Letzteres könnte beispielsweise auch durch die engeren *psychologischen* Grenzen der öffentlichen Kreditaufnahme seine Begründung finden [siehe hierzu beispielsweise Hirai (1988) sowie Krupp (1981)].



## C. Wohlwollende Politiker und die »Tax-Smoothing«-Hypothese optimaler Budgetdefizite

Die Verwendung von Budgetdefiziten wird vielfach aus wohlfahrtsökonomischen Motiven als sinnvoll, da wohlfahrtsfördernd, erachtet. Für die weitere Betrachtung wird ein wohlfahrtsökonomisch orientierter politischer Entscheidungsträger unterstellt, der einzig die Wohlfahrt der Individuen maximieren möchte. Dieser politische Entscheidungsträger ist identisch mit einem *allwissenden, wohlwollenden Diktator*. Als potentielle Gründe für den Einsatz von Haushaltsdefiziten sind denkbar [siehe Richter und Wiegand (1993, S. 378–381)]:

1. Intergenerationelle *Verteilungserwägungen* – so die Realisierung eines intertemporalen Äquivalenzprinzips im Sinne des »Pay-As-You-Use«-Prinzips von Musgrave (1958, S. 72f.) – könnten als Motiv für Budgetdefizite herangezogen werden. (Hierbei muß allerdings auf den traditionellen neoklassischen Modellrahmen rekurriert werden, da im Rahmen einer Ricardianischen Modellierung bereits intergenerationelle Beziehungen bestehen und somit die Individuen selbst – ohne staatliches Handeln – intertemporal umverteilen.) Mit diesem Motiv sind zwei Probleme verbunden. Erstens: Dem politischen Entscheidungsträger kann Anmaßung von Wissen in bezug auf die intendierten Nutzeneffekte der damit finanzierten Projekte für die zukünftigen Generationen vorgeworfen werden. Es ist offen, ob die Individuen, die zum heutigen Zeitpunkt noch nicht leben, aus den Projekten den Nutzen ziehen, der zum heutigen Zeitpunkt unterstellt wird. Zweitens: Die Höhe der Nettokreditaufnahme ist alleine wenig aussagekräftig, da durch umlagefinanzierte Renten- und Pflegeversicherung ebenfalls Effekte verbunden sind; eine korrekte Analyse müßte demnach sowohl die öffentlichen Schulden als auch die Rentenversicherung im Sinne eines »Generational-Accounts« umfassen [siehe zu diesem Konzept die überblicksartigen Ausführungen von Auerbach et al. (1994) sowie die hierzu kritische Betrachtung von Haveman (1994)]. Allerdings befinden sich die hiermit verbundenen Konzepte noch im Aufbau beziehungsweise in der Entwicklung [vgl. Ziebarth (1995, S. 13)].

2. Bereits im Kapitel B wurde die Bedeutung der öffentlichen Verschuldung in Hinblick auf Effizienzüberlegungen betrachtet: Danach käme ihr eine herausragende Rolle für den Fall der *dynamischen Ineffizienz* einer Volkswirtschaft zu. Allerdings besteht aus theoretischer und empirischer Sicht wenig Raum für dieses Motiv.
3. Ein weiteres Argument aus dem Bereich der Allokation sieht die öffentlichen Schulden als Korrekturinstrument für *unvollständige Märkte* an [siehe die ausführliche Darstellung bei Huber (1990a, S. 169–232)]. Richter und Wiegard (1993, S. 380) verweisen in diesem Zusammenhang auf fehlende Märkte für Humankapital, »auf denen Ansprüche auf zukünftiges, unsicheres Lohn Einkommen gehandelt werden« aufgrund asymmetrischer Informationen hinsichtlich individueller Arbeitsleistungen. Die Schaffung eines derartigen Quasi-Humankapitalmarktes wird erreicht, »indem man unsicheres zukünftiges Arbeitseinkommen einer Besteuerung unterwirft und die Ansprüche auf dieses steuerliche Aufkommen verbrieft und zum Handel zuläßt. Die staatlichen Schudttitel haben dann die Qualität von Aktien am aggregierten Humankapital der nachwachsenden Generationen« [Richter und Wiegard (1993, S. 381)]. Jedoch impliziert diese Maßnahme nicht per se die Erreichung einer effizienten Allokation [vgl. Hart (1975)]. Darüber hinaus ist nicht sicher, daß die Humankapitalaktien einen Abnehmer finden, da diese Aktien sich mit der Wachstumsrate der Lohnsumme verzinsen, die niedriger ausfällt als die kapitalmäßige Verzinsung [siehe hierzu Richter und Wiegard (1993, S. 381)]. Folglich ist dieses Motiv ebenfalls als fragwürdig einzuschätzen.
4. Eine weitere Erklärung der Entwicklung der öffentlichen Verschuldung ist mit dem »Tax-Smoothing«-Ansatz verbunden. Im Mittelpunkt dieses Konzeptes einer optimalen Fiskalpolitik stehen verzerrende Steuern. Für einen gegebenen Pfad der staatlichen Ausgaben leitet der politische Entscheidungsträger optimale Steuersätze und hierüber optimale Budgetdefizite ab, die sich in einer Minimierung der Wohlfahrtsverluste auf der Basis verzerrender Steuern artikuliert.

Im Mittelpunkt dieses Kapitels steht die »Tax-Smoothing«-Hypothese. Der Ursprung dieses Ansatzes läßt sich auf Überlegungen zur statischen optimalen Besteuerung zurückführen. Die Analyse der staatlichen Tätigkeit auf der Einnahmenseite konzentriert sich seit dem Anfang dieses Jahrhunderts auf die normativen Frage, welche Fiskalpolitik ein wohlwollender Diktator durchführen soll. Aus dieser Betrachtungsweise heraus entwickelte sich die Theorie der optimalen Besteuerung auf der Basis verzerrender Steuern [vgl. Ramsey (1927)]. Diese Theorie ist als »Second-Best«-Ansatz zu interpretieren, da nur eine Minimierung der mit einer verzerrenden

Besteuerung verbundenen Überschußbelastung Gegenstand der Optimierungsaufgabe ist [vgl. zu den statischen Ansätzen der optimalen Besteuerung Auerbach (1985) sowie Atkinson und Stiglitz (1980, Kapitel 12)]. Eine Weiterentwicklung der statischen Besteuerungstheorie berücksichtigt die individuelle Rationalität sowie einen dynamischen Gleichgewichtsansatz und mündet in der intertemporalen optimalen Besteuerung.

Der »Tax-Smoothing«-Ansatz ist in erster Linie wohlfahrtsökonomisch orientiert und weist somit *normative* Aspekte auf, die sich in der Ableitung von Anweisungen für den allwissenden, wohlwollenden Diktator artikulieren. Der wohlfahrtsökonomischen Modellwelt kann prinzipiell nur dann Relevanz zukommen, wenn sich in praxi die politischen Entscheidungsträger an diesem Ansatz orientieren. Folglich hat die »Tax-Smoothing«-Hypothese auch eine *positive* Ausprägung. In den Worten von Barro (1989a, S. 218/219): »It is possible to use the tax-smoothing approach as a positive theory of how the government operates rather than as a normative model of how it should act.«

Der Abschnitt I behandelt zunächst die grundlegenden Annahmen und die damit verbundenen theoretischen Modelle der »Tax-Smoothing«-Hypothese. Die sich hieraus ergebenden empirischen Implikationen für die Gültigkeit dieser positiven Theorie der Budgetdefizite werden sodann mit den empirischen Gegebenheiten – mittels Zusammenfassung der relevanten ökonometrischen Studien – konfrontiert (Abschnitt II). Abschnitt III berücksichtigt Überlegungen der dynamischen Inkonsistenz optimaler Pläne. Danach weicht auch ein wohlwollender Diktator von den ursprünglichen ex ante optimalen Plänen ab, da sich die Rahmenbedingungen durch Entscheidungen der Marktteilnehmer verändert haben. Eine erneute (ex post) Optimierung unter Berücksichtigung dieser ökonomischen Fakten bietet sich an. Abschnitt IV faßt die Überlegungen der »Tax-Smoothing«-Hypothese sowie die Implikationen des Ansatzes der Zeitinkonsistenz zusammen.

## I. Theoretische Ansätze optimaler Budgetdefizite auf der Basis der »Tax-Smoothing«-Hypothese

Die wohlfahrtsökonomische Theorie der öffentlichen Verschuldung setzt bei *allwissenden, wohlwollenden Diktatoren* an, die ausschließlich im Sinne der Individuen, d. h. der Stimmbürger, agieren und daher als perfekte Agenten der Gesamtbevölkerung anzusehen sind. Ziel ihres Handelns ist die Optimierung einer gesamtgesellschaftlichen Nutzenfunktion, in deren Mittelpunkt die Berücksichtigung der Wohlfahrtsverluste verzerrender Steu-

ern steht.<sup>1</sup> Grundlage der Minimierung der Überschußbelastung (d. h. der Wohlfahrtsverluste) sind die Überlegungen der »Tax-Smoothing«-Ansätze. Diese Ansätze erweitern die Betrachtungen der traditionellen statischen Theorie der optimalen Besteuerung auf der Basis des Ansatzes von Ramsey (1927) in zweifacher Hinsicht:

1. Zunächst kann die Analyse eine Ausdehnung erfahren, indem die zeitliche Dimension bei der Besteuerung einbezogen wird. Den »Tax-Smoothing-over-Time«-Ansätzen liegt die Vorstellung zugrunde, daß lediglich ein Objekt – beispielsweise ein (aggregiertes) Konsumgut oder auch der Faktor Arbeit – für die Besteuerung zur Verfügung steht. Durch die Beachtung der Dimension Zeit unterscheiden sich die Objekte, die einer Besteuerung unterworfen werden können. Unter bestimmten – nachfolgend näher zu beschreibenden – Bedingungen lassen sich optimale Budgetdefizite ableiten, die der intertemporalen Steuerglättung dienen.
2. Neben der zeitlichen Dimension ist auch die Einbeziehung weiterer Anknüpfungspunkte der Besteuerung denkbar: Die »Tax-Smoothing-across-States-of-Nature«-Ansätze akzentuieren die Konsequenzen der Existenz von Kapital und Basisgeld für die dynamische optimale Besteuerung. Im Mittelpunkt stehen die Bedingungen und die Ausgestaltung einer optimalen Besteuerung des Kapitaleinkommens beziehungsweise Einnahmen aus der Schaffung von Basisgeld in Gestalt der »Seigniorage« und in Form der Inflationssteuer. Darüber hinaus ist ebenfalls die Beziehung zur öffentlichen Verschuldung relevant.

Die »Tax-Smoothing«-Hypothese von Barro (1979) ist als eine Erweiterung des Ricardianischen Ansatzes von Barro (1974) anzusehen. Das heißt, die grundlegenden Annahmen des Modelles von Barro (1974) bleiben erhalten und lediglich die Unterstellung der Existenz von verzerrungsfreien »Lump-Sum«-Steuern wird zugunsten verzerrender Steuern aufgegeben. Deren Anwesenheit begründet im Rahmen des »Tax-Smoothing«-Ansatzes

---

<sup>1</sup> Ziel der wohlwollenden Diktatoren ist letztendlich die Optimierung der Wohlfahrt der Volkswirtschaft, die sich für den hier behandelten speziellen Fall in einer Minimierung der intertemporalen Überschußbelastung artikuliert. Dieses Optimierungskalkül der verantwortlichen politischen Entscheidungsträger korrespondiert nach Barro (1979, S. 944) mit unterschiedlichen Hypothesen bezüglich der Verhaltensweise von politischen Entscheidungsträgern. Das heißt, dieser Ansatz kann mit verschiedenen Verhaltensmotiven konform sein: Neben einer »Public-Interest«-Theorie sind auch Modelle auf der Basis eigennutzorientierter politischer Unternehmer als auch politischer Diktatoren, die ihrerseits ihren eigenen Nutzen maximieren möchten, mit diesem Ansatz vereinbar. Dahingegen dürften Ansätze, die eine Beziehung zwischen dem Einkommen der politischen Unternehmer und der Höhe der Überschußbelastung herstellen, nicht mit der »Tax-Smoothing«-Hypothese vereinbar sein.

einen Pfad optimaler Budgetdefizite – im Gegensatz zum Ricardianischen Ansatz von Barro (1974), der keinen besonders ausgezeichneten Pfad der Budgetdefizite konstituiert.<sup>2</sup>

Abschnitt 1 geht vom Arbeitseinkommen als einziger Besteuerungsquelle aus, die dem allwissenden, wohlwollenden Diktator zugänglich ist. (Dieser »Tax-Smoothing-over-Time«-Ansatz dient als Grundlage für alle weiteren Modellbetrachtungen.) Eine Erweiterung des Ansatzes schließt sich im Abschnitt 2 an, indem weitere Besteuerungsquellen dem wohlwollenden Diktator, dem unterstellten wohlfahrtsmaximierenden, politischen Entscheidungsträger, zur Verfügung stehen. Diese beziehen sich auf physisches Kapital sowie auf Basisgeld (»High-Powered-Money«). Folgerungen

<sup>2</sup> Prinzipiell behält der Ansatz der Ricardianischen Äquivalenz in seinen realwirtschaftlichen Konsequenzen seine Gültigkeit für die »Tax-Smoothing«-Hypothese, wonach die öffentliche Verschuldung keine (Vermögens-) Effekte auf makroökonomische Größen ausübt. Denkbar sind allerdings Realeffekte aufgrund einer Veränderung der Steuersätze, die wiederum den Bestand an Staatsschuldverschreibungen beeinflusst, so daß Realeffekte und Veränderungen der öffentlichen Schuld koinzidieren [vgl. Barro (1989a; 1990a, S. 354–357), Aschauer (1990) sowie Baxter und King (1993)]. Die Zuordnung der realen Auswirkungen auf eines der beiden Finanzierungsinstrumente ist in diesem Fall eindeutig: Die Realwirkungen sind demnach das Resultat einer Variation der Steuersätze und keineswegs bedingt durch die Veränderung des Bestandes an Staatsschuldverschreibungen [siehe hierzu Seater (1993)]. Insbesondere ermöglicht die Realisierung von Haushaltsdefiziten in der Periode 1 – über verringerte Steuern und damit einer verringerten Verzerrung durch die Besteuerung – eine Stimulierung der wirtschaftlichen Tätigkeit in dieser Periode [vgl. die Ausführungen von Barro (1989a; 1990a, S. 354–357)]. Dies wird aber durch zusätzliche Steuererhebungen in der Periode 2 – oder in allen weiteren Perioden – erkaufte. Hier entstehen dann negative Effekte hinsichtlich der wirtschaftlichen Tätigkeit – insbesondere in bezug auf die Steuern in Form von verminderten Arbeitsanreizen, aber auch in bezug auf einen erhöhten Wohlfahrtsverlust aufgrund der Abweichung vom optimalen Pfad der Steuersätze. Die temporäre Stimulierung der wirtschaftlichen Aktivität wird teuer erkaufte, da sich zusätzliche Wohlfahrtsverluste einstellen und stimulierende Wirkungen nur kurzfristiger Natur sind, denen negative Effekte nachfolgen. Ein Anreiz zum Verlassen des optimalen Pfades – und damit zur Veränderung der Finanzierungsstruktur – besteht ceteris paribus nicht. Prinzipiell existiert somit eine Wirkung von Defiziten auf reale Variablen. Barro (1980) analysiert die Effekte, die sich durch die öffentliche Verschuldung auf die ökonomische Aktivität ergibt. Der Ansatz rationaler Erwartungen ist mit der Vorstellung verbunden, daß lediglich Innovationen (d. h. Abweichungen der öffentlichen Schuld vom »typischen Verlauf«) reale Wirkungen aufweisen. Die hieraus resultierenden Schocks und deren Wirkung auf den Output und die Arbeitslosenquote sind Gegenstand der ökonometrischen Analyse von Barro (1980); der »typische Verlauf« ist durch den »Tax-Smoothing«-Ansatz bestimmt. Die Abweichung von der tatsächlichen öffentlichen Verschuldung, die Residuen, konstituiert dann die »Public-Debt-Shocks«. Barro (1980) gelangt zum Ergebnis, daß die zufälligen Abweichungen von der öffentlichen Verschuldung einen Beitrag in Hinblick auf den Output und die Arbeitslosenquote liefern. Allerdings ist der mit ihnen verbundene Beitrag geringer als derjenige, der sich durch monetäre Schocks stellt. Canarella und Garston (1983) bestätigen im allgemeinen die Analyse von Barro (1980) in bezug auf die Effekte von »Public-Debt-Shocks« auf die Arbeitslosenquote und den Output. Hingegen sind die Effekte monetärer Schocks weniger relevant.

in Hinblick auf eine optimale Kapital(einkommens)besteuerung sowie in bezug auf eine optimale Inflationsrate bilden den Mittelpunkt dieser Analyse. Abschließend faßt Abschnitt 3 die Resultate und Implikationen für die optimalen Budgetdefizite zusammen, die sich auf der Basis der »Tax-Smoothing«-Ansätze einstellen.

### 1. Dynamische optimale Besteuerung und »Tax-Smoothing-over-Time«-Ansätze

Ausgangspunkt der Analyse ist die Unterstellung einer wohlwollenden Regierung [siehe Aiyagari (1989, S. 22)]. Diese strebt in erster Linie die Optimierung der Wohlfahrt der Individuen an. Hierbei stehen in erster Linie die Steuerwirkungen, die über eine veränderte Anreizsetzung auf das individuelle Verhalten und damit auf die gesamtgesellschaftliche Wohlfahrt einwirken, im Mittelpunkt des Interesses. Zur Vereinfachung der Betrachtung sei ein gegebener exogener Pfad der staatlichen Ausgaben unterstellt. (Die staatlichen Ausgaben verstehen sich exklusive der Zinsverpflichtungen aus der öffentlichen Schuld und beziehen sich damit letztendlich auf die staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter und für Transferzahlungen.) Der Ansatz ist charakterisiert durch die folgenden Modellannahmen [vgl. Aiyagari (1989, S. 24)]:

1. Der private Sektor ist durch ein repräsentatives, unendlich lange lebendes Individuum charakterisiert, welches ein privates Gut erstellt, das entweder konsumiert oder gelagert wird. Mit der Arbeit sind Opportunitätskosten durch entgangene Konsumption verbunden. Das Individuum optimiert seinen Nettokonsum, d. h. die Konsumausgaben abzüglich der Opportunitätskosten der Arbeit. Des weiteren sei eine konstante Arbeitsproduktivität unterstellt. Das Individuum hält Vermögen in Form von Realkapital und Staatsschuldverschreibungen, die der staatliche Sektor emittiert. Der Realzinssatz  $r$  sei zeitinvariant, d. h. konstant.
2. Die staatlichen Finanzen lassen sich durch einen exogen gegebenen Pfad der staatlichen Ausgaben sowie durch die Pfade der Steuereinnahmen – die durch eine proportionale Steuer auf das Arbeitseinkommen erzielt werden – und der öffentlichen Schulden beschreiben. Die Zinseinkünfte unterliegen nicht der Besteuerung.
3. Das repräsentative Individuum – im Sinne eines Gedankenexperimentes mit dem allwissenden, wohlwollenden Diktator identisch – maximiert den diskontierten Gegenwartswert seines Nutzens, der sich durch den Nettokonsum bestimmt. Der Zeitpfad der Steuern wird als gegeben



angesehen und dient dementsprechend für das einzelne Individuum als Nebenbedingung. Durch den individuellen Optimierungsprozeß werden der Arbeitseinsatz, der Nettokonsum sowie die Ersparnisse festgelegt.

4. Die Optimierungsaufgabe des Staates besteht in der Realisierung desjenigen Zeitpfades der Steuersätze, der die Wohlfahrt (d. h. den Nutzen) des repräsentativen Individuums – unter der Nebenbedingung der staatlichen Budgetgleichung sowie unter Beachtung der Effekte der Besteuerung auf das individuelle Verhalten – maximiert.

Anschließend sollen die Überlegungen der »Tax-Smoothing«-Hypothese und damit die Implikationen für eine Theorie optimaler Budgetdefizite sowie deren Einflußgrößen einer eingehenden Analyse unterzogen werden. Abschnitt a) behandelt die Ableitung optimaler Defizite für eine deterministische Welt, während Abschnitt b) stochastische staatliche Ausgaben für Kollektivgüter und Transfers sowie eine stochastische Besteuerungsbasis berücksichtigt. Abschnitt c) faßt die Erkenntnisse dieser Ansätze zusammen und identifiziert die (für eine empirische Analyse) relevanten Einflußgrößen der Haushaltsdefizite.

*a) Ableitung optimaler Budgetdefizite  
für eine »Perfect-Foresight«-Welt*

Der »Tax-Smoothing«-Ansatz stellt eine einfache Theorie der Fiskalpolitik dar, welche die optimale Zusammensetzung der Finanzierungsstruktur der staatlichen Ausgaben – durch eine Reihe ausgewählter ökonomischer Faktoren – determiniert.<sup>3</sup> Das Ziel dieses Abschnittes ist die Ableitung der optimalen Finanzierungsstruktur und insbesondere die Herleitung des optimalen Pfades der Budgetdefizite. Grundlage des »Tax-Smoothing«-Ansatzes ist eine geschlossene Volkswirtschaft mit einer gegebenen Population sowie einem gegebenen Pfad der staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter und Transfers  $G$ .<sup>4</sup> Zur Finanzierung der regulären staatlichen Aus-

---

<sup>3</sup> Die nachstehende Darstellung orientiert sich an den zentralen Überlegungen von Barro (1979; 1986a; 1986b; 1989a, S. 215–218). Siehe auch Feldstein (1985), Roubini und Sachs (1989a, S. 910–918), Aiyagari (1989), Sargent (1987, Kapitel XIII) sowie Aschauer (1988a, S. 54–58; 1988b).

<sup>4</sup> Die Determination der Höhe der staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter und Transfers ist nicht Gegenstand der hier vorgenommenen ökonomischen Analyse. Damit steht dieser Ansatz in der Tradition der herkömmlichen Fiskalpolitik, welche eine bekannte und exogen vorgegebene Entwicklung der staatlichen Ausgaben unterstellt. [Siehe beispielsweise Bertola und Drazen (1993), die unterstellen, daß die staatlichen Ausgaben einem regulierten Brownschen Prozeß folgen.] Unter Umständen läßt sich dies aus politökonomischer Sicht dahingehend begründen, daß sich die Individuen bereits



gaben  $G$  lassen sich entweder verzerrende Steuern  $T$  – die sich auf das Arbeitseinkommen oder auf ein aggregiertes Konsumgut beziehen – oder die Emission von Staatsschuldverschreibungen  $\Delta B$  heranziehen.<sup>5</sup> Auch eine Mischung der beiden fiskalischen Finanzierungsinstrumente ist denkbar.

Aufgabe des allwissenden, wohlwollenden Diktators ist nun die Auswahl einer sinnvollen – wohlfahrtsökonomisch optimalen – intertemporalen Finanzierungsstruktur. Als Selektionskriterium dient hierbei die mit der verzerrenden Besteuerung verbundene Überschußbelastung. Der »Tax-Smoothing«-Ansatz weist den Defiziten die Aufgabe zu, einen (möglichst) unveränderten Steuersatz zu gewährleisten, so daß die mit der Besteuerung verbundenen Wohlfahrtsverluste eine Minimierung erfahren. Das heißt, falls eine Veränderung eintritt, die eine Reaktion der Einnahmenseite des staatlichen Sektors erforderlich macht, verwendet der wohlwollende Diktator anstelle einer Variation der Steuersätze eine Veränderung der staatlichen Verschuldung und damit werden Budgetdefizite eingesetzt, sofern bestimmte – anschließend näher betrachtete – Bedingungen erfüllt sein sollten. Nach diesem wohlfahrtsökonomisch orientierten Ansatz sind die

---

auf der Verfassungsebene auf die notwendigen, vom Staat bereitzustellenden staatlichen Ausgaben geeinigt haben. Im weiteren Verlauf stehen dann im Rahmen des laufenden politischen Entscheidungsprozesses keine Entscheidungen in dieser Hinsicht an. Allenfalls die Struktur der Finanzierungsseite ist Gegenstand politischer Entscheidungen. Allerdings wird hierdurch auf eine *endogene* Bestimmung der staatlichen Ausgaben vollständig verzichtet. Dies ist in Hinblick auf die vielfältigen Modelle zur Erklärung des Wachstums der staatlichen Ausgaben eine sehr restriktive Sicht. Einige Erweiterungen existieren, die eine endogene Erklärung des Wachstums der staatlichen Ausgaben zum Gegenstand haben. Bohn (1992) verwendet den Ricardianischen Modellrahmen für eine endogene Erklärung des Wachstums der staatlichen Ausgaben. Eine endogene Determination auf der Basis politisch-ökonomischer Ansätze liefern Blankart (1994a, Kapitel 9) sowie Lybeck und Henrekson (1988).

<sup>5</sup> Zur Vereinfachung sei darüber hinaus ein konstantes Preisniveau  $P$  sowie ein zeitinvarianter Zinssatz  $r$  unterstellt. Der Zinssatz  $r$ , mit dem sich die Staatsschuldverschreibungen verzinsen, sei darüber hinaus auch invariant in bezug auf den Bestand an staatlichen Wertpapieren. Damit entfallen Abhängigkeiten zwischen dem Bestand an Staatsschuldverschreibungen und dem Zinsniveau; diese Überlegungen korrespondieren mit den Vorstellungen des »Rational-Expectations«-Ansatzes der Fiskalpolitik [vgl. in Hinblick auf eine empirische Fundierung dieser Vorstellung insbesondere Plosser (1982, 1987) sowie Lee (1991)]. Hierzu existieren allerdings zwei Ausnahmen. Erstens: Der Zinssatz kann eine Risikoprämie enthalten; diese berücksichtigt insbesondere das Ausfallrisiko, sofern der Bestand an Staatsschuldverschreibungen nicht länger durch Sicherheiten – beispielsweise durch den Gegenwartswert der potentiellen zukünftigen Steuerkapazität – gedeckt sein sollte. Zweitens: Die öffentliche Schuld erzeugt einen positiven Effekt auf den Realzinssatz (und darüber hinaus auf andere reale Variablen der Volkswirtschaft), wenn die Staatsschuldverschreibungen als Nettovermögen von den Marktteilnehmern angesehen werden [siehe hierzu Barro (1974, S. 1096)]. Geld als weiteres Mittel der Finanzierung der staatlichen Ausgaben soll zunächst nicht weiter betrachtet werden. (Siehe hierzu die kurzen Ausführungen im Abschnitt C.I.2.b.)

Steuern und damit die Haushaltsdefizite nur ein Abbild einer intertemporalen Optimierung über einen hinreichend langen Zeithorizont.

Diese Sichtweise der Fiskalpolitik weicht erheblich von den keynesianischen Ansätzen ab, die beispielsweise in Rezessionen eine Senkung der Steuersätze bevorzugen, um so die wirtschaftliche Aktivität anzuregen.<sup>6</sup> Die »Tax-Smoothing«-Hypothese stellt dementsprechend auch in dieser Hinsicht eine Alternative zur keynesianischen Sicht dar, wobei der »Tax-Smoothing«-Ansatz allerdings im Gegensatz zum keynesianischen Ansatz wohlfahrts- und somit mikroökonomisch fundiert ist. Die nachfolgenden Ausführungen gehen daher auch auf konjunkturelle Schwankungen und die hierauf wohlfahrtsökonomisch optimalen fiskalischen Reaktionen ein.

Abschnitt aa) behandelt die formale Ableitung des »Tax-Smoothing«-Ansatzes sowie der Einflußfaktoren des Steuersatzes und damit der Budgetdefizite, während Abschnitt bb) exogenen Veränderungen des Preisniveaus in die Betrachtung einbezieht. Abschnitt cc) faßt die Ergebnisse des »Tax-Smoothing«-Ansatzes zusammen.

#### aa) Intertemporale Verlustfunktion, konstante Steuersätze und optimale Budgetdefizite

Grundlage der dynamischen intertemporalen Optimierung des allwissenden, wohlwollenden Diktators ist die staatliche Budgetgleichung zur Periode  $t$

$$(C.1) \quad \begin{aligned} B_t &= (1+r)B_{t-1} + (G_t - T_t) \text{ und damit} \\ B_t - B_{t-1} + T_t &= rB_{t-1} + G_t \text{ mit } B_t - B_{t-1} = \Delta B. \end{aligned}$$

$G_t$  sind die staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter und Transfers,  $T_t$  die regulären Steuereinnahmen,  $B_t$  der Bestand an Staatsschuldverschreibungen und  $r$  der zeitinvariante Realzins. Die staatliche Budgetgleichung (C.1) läßt sich zur intertemporalen Budgetbeschränkung umformen: Der diskontierte Wert der Steuern entspricht dem diskontierten Wert der staatlichen Ausgaben zuzüglich dem anfänglichen Bestand der öffentlichen Verschuldung, d. h.

$$(C.2) \quad \sum_{t=1}^{\infty} (1+r)^{-t} T_t = B_0 + \sum_{t=1}^{\infty} (1+r)^{-t} G_t.$$

---

<sup>6</sup> Siehe Barro (1990a, S. 358/359 und 511–537) sowie Kromphardt (1993) für eine Darstellung des keynesianischen Ansatzes und der sich hieraus ergebenden wirtschaftspolitischen Implikationen.

Als Zielfunktion für das intertemporale Optimierungsproblem des allwissenden, wohlwollenden Diktators dient die Verlustfunktion  $Z_t$ .<sup>7</sup> Sie repräsentiert die in der Periode  $t$  sich infolge verzerrender Steuern ergebenden Wohlfahrtsverluste.<sup>8</sup> Bezüglich dieser Funktion sei unterstellt, daß eine Verdoppelung sowohl der (regulären) Steuereinnahmen  $T_t$  als auch der potentiellen Besteuerungsbasis  $Y_t$  eine ebenso große Zunahme der Wohlfahrtsverluste zur Folge hat [vgl. Barro (1979, S. 943)]. Die Beziehung zwischen den Wohlfahrtsverlusten und den genannten beiden ökonomischen Variablen sei durch den nachstehenden funktionalen Zusammenhang wiedergegeben [siehe Huang und Lin (1993, S. 320) sowie Barro (1979, S. 943)]:<sup>9</sup>

$$\begin{aligned}
 (C.3) \quad Z_t &= F(T_t, Y_t) = Y_t f(T_t/Y_t) \\
 &= Y_t f(\tau_t) \text{ mit } \tau_t \equiv \frac{T_t}{Y_t} \text{ sowie} \\
 &\quad \frac{\partial F}{\partial T_t} > 0, \frac{\partial F}{\partial Y_t} < 0, \frac{\partial^2 F}{\partial T_t^2} > 0 \text{ und } \frac{\partial^2 F}{\partial Y_t^2} > 0.
 \end{aligned}$$

Aus dem funktionalen Zusammenhang ist ersichtlich, daß die Wohlfahrtsverluste der Periode  $t$  ausschließlich von den Steuereinnahmen dieser Periode abhängen; es existiert *kein* Einfluß der erwarteten zukünftigen Steuereinnahmen auf die heutigen Wohlfahrtsverluste [vgl. Sargent (1987,

<sup>7</sup> Eine alternative Modellierung des dargestellten intertemporalen Optimierungsproblems verwendet anstelle der Verlustfunktion direkt die Nutzenfunktion und die intertemporale Budgetbeschränkung des repräsentativen Individuums [vgl. den Ansatz von Huber (1990b)]. Die Ergebnisse verändern sich durch die alternative Modellierung nicht. Unter den oben beschriebenen Modellannahmen ist das Ziel der Maximierung des erwarteten Nutzens äquivalent zur Minimierung des Gegenwartswertes der Wohlfahrtsverluste einer verzerrenden Besteuerung des Einkommens oder eines aggregierten Konsumgutes [vgl. Bohn (1990)].

<sup>8</sup> Mit dieser Funktion ist implizit die Vorstellung verbunden, daß die Elastizität des Arbeitsangebotes sich in zeitlicher Hinsicht kaum – besser: *nicht* – verändert [siehe Barro (1986a, S. 362) sowie Aschauer (1988b)]. Für die weitere Betrachtung sei daher eine zeitinvariante Arbeitsangebotselastizität unterstellt. Huber (1990b, S. 438) leitet eine Version des »Tax-Smoothing«-Ansatzes unter Berücksichtigung einer Nutzenfunktion und einer intertemporalen Budgetbeschränkung eines repräsentativen Individuums ab, in dessen Mittelpunkt die Bedingungen für eine optimale zeitinvariante Steuer auf das Arbeitseinkommen stehen. Danach muß das Grenzleid der Arbeit zeitinvariant sein. Eine hierzu alternative Formulierung verwendet die Grenznutzenelastizität der Freizeit; diese müßte ebenfalls zeitinvariant sein. Hieraus folgt, daß letztendlich nur dann ein zeitinvarianter Steuersatz auf das Arbeitseinkommen optimal ist, wenn das Arbeitsangebot im Zeitablauf unverändert bleibt. [Siehe Huber (1990b, S. 439) und Zhu (1992) sowie die Ausführungen im Abschnitt C.III.1.b.]

<sup>9</sup> Die im Rahmen des »Tax-Smoothing«-Ansatzes unterstellte Verlustfunktion kann nach Sargent (1987, S. 386) durch den nachstehenden funktionalen Zusammenhang beschrieben werden:  $f(\tau_t) = k_1 \tau_t + k_2/2\tau_t^2$ .

S. 386)]. Der Gegenwartswert folgt durch Abdiskontierung der zukünftigen Wohlfahrtsverluste mittels des zeitinvarianten Zinssatzes. Es gilt:

$$(C.4) \quad Z = \sum_{t=1}^{\infty} Z_t(1+r)^{-t} = \sum_{t=1}^{\infty} Y_t f(T_t/Y_t)(1+r)^{-t}.$$

Als Optimierungsaufgabe für den allwissenden, wohlwollenden Diktator folgt die Ermittlung desjenigen Zeitpfades der Steuern – und hierüber des Zeitpfades der Budgetdefizite –, der die intertemporale Verlustfunktion  $Z$  minimiert unter der Nebenbedingung der intertemporalen Budgetbeschränkung der Gleichung (C.2):

$$(C.5) \quad \Lambda = \sum_{t=1}^{\infty} Y_t f(T_t/Y_t)(1+r)^{-t} + \lambda \left( \sum_{t=1}^{\infty} (1+r)^{-t} T_t - B_0 - \sum_{t=1}^{\infty} (1+r)^{-t} G_t \right) \rightarrow \min.$$

Die Bedingung erster Ordnung dieser intertemporalen Optimierung ist gegeben durch:

$$(C.6) \quad \frac{\partial Z_t}{\partial T_t} = \lambda = \text{konstant für alle } t = 1, 2, \dots$$

$\lambda$  ist hierbei der Lagrangesche Multiplikator, der mit der intertemporalen Budgetbeschränkung im Lagrangeansatz der Gleichung (C.5) verbunden ist. Aus der Bedingung erster Ordnung läßt sich ablesen, daß

- der Steuersatz  $\tau_t$  über den (unendlichen) Optimierungszeitraum einen konstanten Wert annehmen soll und
- darüber hinaus mit der intertemporalen Budgetbeschränkung vereinbar sein muß, d. h. der genaue Wert muß der intertemporalen Budgetbeschränkung genügen. Anders ausgedrückt: Es stellt sich ein konstanter Wert für den Steuersatz ein und dessen Höhe wird durch die intertemporale Budgetbeschränkung der Gleichung (C.2) determiniert, wonach der diskontierte Wert der staatlichen Ausgaben plus dem anfänglichen Bestand der öffentlichen Verschuldung dem diskontierten Wert der Steuereinnahmen entsprechen muß.

Zur Bestimmung des Steuersatzes sowie der optimalen Budgetdefizite sollen nachfolgend drei Fälle unterschieden werden [siehe Barro (1979, S. 945–948)]. Erstens: Eine einfache Modellwelt stellt die Situation einer stationären Volkswirtschaft dar, in der über den gesamten Zeithorizont der Output unverändert bleibt. Bei ebenfalls konstanten staatlichen Ausgaben

$G$  stellt sich ein jederzeit (durch reguläre Steuereinnahmen) ausgeglichenes Budget ein. Die hierzu erforderlichen Steuereinnahmen bestimmen sich durch die nachstehende Beziehung, die sowohl die staatlichen Ausgaben als auch die Zinsverpflichtungen berücksichtigt:

$$(C.7) \quad T_t = G + rB_0.$$

Zweitens: Eine Modellabwandlung ist durch die Unterstellung einer wachsenden Volkswirtschaft gegeben. Der Output wächst mit einer konstanten Rate  $\delta$  und die staatlichen Ausgaben  $G$  nehmen mit einer Wachstumsrate in Höhe von  $\gamma$  zu. Es gilt:

$$(C.8) \quad \begin{aligned} Y_t &= (1 + \delta)^t \text{ sowie} \\ G_t &= (1 + \gamma)^t \text{ unter der Bedingung: } r > \delta \geq \gamma. \end{aligned}$$

Für die Steuereinnahmen gilt:  $T_t = T_0(1 + \delta)^t$ . Unter der Verwendung der intertemporalen Budgetbeschränkung lassen sich die Steuereinnahmen bestimmen:

$$(C.9) \quad T_0 = \left( \frac{r - \delta}{1 + \delta} \right) \left( G_0 \frac{1 + \gamma}{r - \gamma} + B_0 \right)$$

Die Budgetdefizite sind hierdurch ebenfalls berechenbar:

$$(C.10) \quad B_1 - B_0 = \delta B_0 + \frac{\delta - \gamma}{r - \gamma} G_1.$$

Drittens: Weiterhin sei eine wachsende Volkswirtschaft betrachtet. (Zur Vereinfachung wird unterstellt, daß gilt:  $\delta = \gamma$ .) Nunmehr werden die Auswirkungen von temporären Veränderungen des Outputs und der staatlichen Ausgaben untersucht. Gegenstand der Analyse ist die kurz- bis längerfristige Abweichung der beiden ökonomischen Variablen von ihren »normalen« Werten, welche durch die Gleichung (C.8) determiniert sind. Die staatlichen Ausgaben können danach um den Anteil  $\epsilon$  für  $k$  Perioden und der Output um den Anteil  $u$  für  $n$  Perioden von den Normalwerten abweichen. Es gilt:

$$(C.11) \quad \begin{aligned} G_1 &= (1 + \epsilon)G_0(1 + \delta) \text{ sowie} \\ Y_1 &= (1 + u)Y_0(1 + \delta). \end{aligned}$$

Der »Tax-Smoothing«-Ansatz erfordert ein konstantes Verhältnis der Steuereinnahmen zum Output in jedem Zeitpunkt. Da der Output für die ersten  $n$  Perioden vom unterstellten Trend abweicht, sind ebenfalls die Steuereinnahmen für dieses Intervall von der Trendentwicklung verschieden. Nach den  $n$  Perioden wachsen die Steuereinnahmen wieder mit der Rate  $\delta$ . Unter Verwendung der intertemporalen Budgetbeschränkung las-

sen sich die Konsequenzen für die Entwicklung der Steuereinnahmen wie folgt darlegen [siehe Barro (1979, S. 947)]:

$$\begin{aligned}
 \text{(C.12)} \quad T_t &= \left( \frac{1}{1+u} \right) T_1 (1+\delta)^{t-1} \text{ für } t = n+1, n+2, \dots \\
 T_t &= T_1 (1+\delta)^{t-1} \text{ für } t = 1, 2, \dots, n \\
 T_1 &= \left( \frac{a}{a-ub} \right) (G^* + (r-\delta)B_0 + G^{tr}) \text{ mit} \\
 a &= 1+u, \\
 b &= \left( \frac{1+\delta}{1+r} \right)^n, \\
 G^* &= G_0(1+\delta) \text{ sowie} \\
 G^{tr} &= \epsilon G_0(1+\delta) \left( 1 - \left( \frac{1+\delta}{1+r} \right)^k \right).
 \end{aligned}$$

Der Klammerausdruck  $(G^* + (r-\delta)B_0 + G^{tr})$  repräsentiert das benötigte permanente Finanzierungsniveau. Es setzt sich aus dem Trendwert der staatlichen Ausgaben  $G^*$ , den Zinsverpflichtungen  $rB_0$  abzüglich der Finanzierung über Staatsschuldverschreibungen  $\delta B_0$  sowie dem Effekt aufgrund transitorischer staatlicher Ausgaben  $G^{tr}$  zusammen. Letztere Ausgaben sind das Produkt aus dem Wert der transitorischen Ausgaben und einem die Dauer erfassenden Faktor. In bezug auf diesen Faktor können wiederum verschiedene Fälle unterschieden werden, die sich auf Basis der Dauer  $k$  der Abweichung einstellen. Die beiden polaren Fälle seien nachfolgend betrachtet:

$$\begin{aligned}
 \text{(C.13)} \quad k \rightarrow 0 : \quad & \left( \frac{1+\delta}{1+r} \right)^k \rightarrow 0. \\
 k \rightarrow \infty : \quad & \left( \frac{1+\delta}{1+r} \right)^k \rightarrow 1.
 \end{aligned}$$

Barro (1979, S. 948) folgert: »Generally, the higher the expected duration of a given amount of current transitory government spending, the larger the amount of current taxation.« Der Ausdruck  $[a/(a-ub)]$  kann als Variable für den transitorischen Output verstanden werden. Hier lassen sich ebenfalls zwei polare Fälle unterscheiden:

$$\begin{aligned}
 \text{(C.14)} \quad n \rightarrow 0 : \quad & \left( \frac{a}{a-ub} \right) \rightarrow 1+u. \\
 n \rightarrow \infty : \quad & \left( \frac{a}{a-ub} \right) \rightarrow 1.
 \end{aligned}$$

Barro (1979, S. 948) faßt als Ergebnis zusammen: »Generally, current taxes are an increasing function of the amount of current transitory income, measured by  $(1+u)$ , and a decreasing function of the anticipated duration,

$n$ , of this transitory income.« Unter Verwendung der Gleichung (C.12) sowie der staatliche Budgetgleichung (C.1) folgt für das Defizit:

$$(C.15) \quad B_1 - B_0 \cong \left( \frac{1+\delta}{1+r} \right)^k (\epsilon G_0(1+\delta)) \\ - \left( \frac{1+\delta}{1+r} \right)^n (G_0(1+\delta) + rB_0)u + \delta B_0.$$

Die Einbeziehung der Trendwerte  $G'_1 = G_0(1+\delta)$  sowie  $Y'_1 = Y_0(1+\delta)$  vereinfacht den Ausdruck für das Haushaltsdefizit:

$$(C.16) \quad \frac{(B_1 - B_0)}{B_0} \cong \left( \frac{1+\delta}{1+r} \right)^k \left( \frac{G_1 - G'_1}{B_0} \right) \\ - \left( \frac{1+\delta}{1+r} \right)^n \left( \frac{G'_1 + rB_0}{B_0} \right) \left( \frac{Y_1 - Y'_1}{Y'_1} \right) + \delta.$$

Das Wachstum der öffentlichen Schulden hängt nach dieser Funktion von drei primären Faktoren ab [vgl. Barro (1979, S. 948/949)]:

1. Prinzipiell wächst die öffentliche Verschuldung mit der Rate  $\delta$ .
2. Abweichung der tatsächlichen staatlichen Ausgaben  $G_1$  vom Normalniveau  $G'_1$ . Je nach Dauer der Abweichung folgen unterschiedliche Effekte in bezug auf die öffentlichen Schulden. Sollte die Abweichung lediglich kurzfristiger Natur sein ( $k \rightarrow 0$ ), dann werden sie vollständig über Staatsschuldverschreibungen finanziert. Bei einer endlichen Dauer finanzieren sie sich lediglich teilweise durch Staatsschuldverschreibungen und die Steuern erhöhen sich ebenfalls. Im Extremfall, daß die Abweichung unendlich lange dauert, finanzieren sich die »transitorischen« Ausgaben vollständig über reguläre Steuern und Budgetdefizite werden nicht herangezogen.
3. Prozentuale Abweichung des tatsächlichen Outputs vom Normalniveau bei Gewichtung mit dem Normalniveau der staatlichen Ausgaben (inklusive der Zinsverpflichtungen für den anfänglichen Bestand an Staatsschuldverschreibungen). Eine längerfristige Abweichung ( $n \rightarrow \infty$ ) führt zu einem Koeffizienten in Höhe von null und damit hat eine längerfristige Abweichung keinen Effekt auf die Wachstumsrate der öffentlichen Schulden. Diese Abweichung bedingt einzig und allein eine Veränderung der Steuern. Dahingegen haben kurzfristige Abweichungen vom normalen Outputs, d. h.  $n \rightarrow 0$ , einen Koeffizienten in Höhe von eins zur Folge – mit der Konsequenz, daß sich die Wachstumsrate der öffentlichen Schulden verändert. (In einer Boomsituation verringert sich die Wachstumsrate, während in einer Rezession die Wachstumsra-



te zunimmt. Somit reagieren die öffentlichen Schulden im Rahmen des »Tax-Smoothing«-Ansatzes als automatischer Stabilisator.)

Für eine vertiefende Betrachtung sei nochmals der Fall kurzfristiger Abweichungen ( $k = n = 0$ ) von den Normalwerten behandelt. Die Gleichung (C.16) reduziert sich auf den nachstehenden Ausdruck, der sich auf die Veränderung der Budgetdefizite bezieht und nicht auf das Wachstum der öffentlichen Schulden:

$$(C.17) \quad (B_1 - B_0) \cong (G_1 - G'_1) - (G'_1 + rB_0) \left( \frac{Y_1 - Y'_1}{Y'_1} \right) + \delta B_0.$$

Die verschiedenen Komponenten zur Erklärung des Haushaltsdefizites lassen sich wie folgt interpretieren [vgl. Barro (1989a, S. 217/218)]:

1. Abweichung zwischen tatsächlicher und normaler Produktion. Die reale öffentliche Verschuldung wird bei einem unter dem normalen Output liegenden tatsächlichen Output zunehmen. Die Steuereinnahmen nehmen hierbei jedoch nur proportional zum Output ab. Werden die Steuersätze über die Zeit stabilisiert, entspricht der Koeffizient der zyklischen Komponente  $[G'_1 + rB_0][(Y_1 - Y'_1)/Y'_1]$  dem Wert eins. (Ist dahingegen der staatliche Sektor gezwungen in Rezessionszeiten einen geringeren Steuersatz zu setzen, ist der Koeffizient dieser Komponente größer als eins und die Budgetdefizite fallen höher aus.) Bei einem proportionalem Einkommensteuersystem werden die durchschnittlichen Steuersätze automatisch über den Zeitablauf stabilisiert. Der Koeffizient dieser Komponente nimmt den Wert eins an.
2. Abweichung bei den staatlichen Ausgaben. Die öffentlichen Schulden steigen prinzipiell bei temporär hohen staatlichen Ausgaben. Anders ausgedrückt: Wenn die staatlichen Ausgaben über dem normalen – permanenten Niveau der – staatlichen Ausgaben liegen, findet keine Anpassung der Steuersätze statt, sondern der wohlwollende Diktator verwendet Budgetdefizite zur Finanzierung der zusätzlichen temporären staatlichen Ausgaben. Außergewöhnlich hohe Steuersätze bei hohen temporären staatlichen Ausgaben werden durch die Realisierung von Defiziten vermieden. Insbesondere empfiehlt der »Tax-Smoothing«-Ansatz dem wohlwollenden Diktator, einen intertemporalen Ausgleich der Steuereinnahmen über Kriegs- und Friedenszeiten vorzunehmen. (Sollten die Steuersätze in Kriegszeiten über dem normalen Niveau liegen, ist der Koeffizient dieser Komponente kleiner als eins und die Budgetdefizite fallen geringer aus.)<sup>10</sup>

<sup>10</sup> Durch diese Komponente kann auch eine abnehmende Entwicklung der relativen öffentlichen Verschuldung in normalen Zeiten (kein Krieg und auch keine Rezes-

3. Durch die Komponente  $\delta B_0$  ergibt sich eine Zunahme der öffentlichen Schulden alleine durch die Wachstumsrate der Volkswirtschaft, d. h. die öffentlichen Schulden wachsen mit der Rate  $\delta$ . Sollte die reale öffentliche Verschuldung nicht im Trend mit der Volkswirtschaft wachsen, nehmen die Zinsverpflichtungen relativ zum Volkseinkommen über die Zeit ab und die Steuersätze könnten reduziert werden. Dies ist aber nicht konform mit der beabsichtigten Stabilisierung der Steuersätze.

Aus dem »Tax-Smoothing«-Ansatz läßt sich des weiteren kein optimaler Zielwert für das absolute oder das relative Niveau der öffentlichen Verschuldung ableiten [siehe Barro (1986a, S 366)]. Ein höheres anfängliches Niveau der öffentlichen Verschuldung wird zwar als nicht wünschenswert angesehen – da hiermit ein höherer Steuersatz zu jedem späteren Zeitpunkt und damit ein höherer Wohlfahrtsverlust infolge der Besteuerung verbunden ist –, aber es ist für den staatlichen Sektor *nicht* erstrebenswert, einen systematischen Ausgleich der Budgetdefizite – im Sinne einer Tilgung der öffentlichen Schuld – durch Budgetüberschüsse zu erreichen. Denn eine solche zwangsweise Ausgleichspolitik impliziert temporär hohe Steuersätze, die nicht mit dem »Tax-Smoothing«-Ansatz konform sind.

#### bb) Berücksichtigung exogener Veränderungen des Preisniveaus

Veränderungen des Preisniveaus haben Konsequenzen sowohl für den Bestand an Staatsschuldverschreibungen als auch für die Verzinsung der öffentlichen Schuld [siehe hierzu Barro (1979, S. 950–954; 1986a, S. 366–369)].<sup>11</sup> Sollte das Preisniveau einem bekannten Pfad folgen, dann beschreibt die Gleichung (C.17) den Zeitpfad der realen öffentlichen Verschuldung. Für die weitere (auf Nominalvariablen basierenden) Betrachtung ist

---

sion) erklärt werden. Generell sind die temporären staatlichen Ausgaben negativ, d. h.  $G_1 - G'_1 < 0$ . »Normale« Zeiten lassen sich somit durch eine Abnahme der Relation charakterisieren, während nicht normale Zeiten durch eine starke Zunahme der Relation bestimmt sind.

<sup>11</sup> Eine inflationäre Geldmengenpolitik hat ebenfalls Konsequenzen für die staatlichen Einnahmen (siehe hierzu auch den Abschnitt C.I.2.b). Der Nominalzinssatz kann als Steuer auf »Real-Cash-Balances« angesehen werden [siehe Barro (1983, S. 2)]. Darüber hinaus generiert eine von den Marktteilnehmern nicht erwartete Inflation staatliche Einnahmen. Eine Beziehung von »surprise inflation to unanticipated capital losses on real cash (or, more generally, on any governmental obligations whose payment streams are fixed in nominal terms)« existiert [Barro (1983, S. 2)]. Barro (1983, S. 2) folgert: »The revenue obtained through surprise inflation amounts to an ex post capital levy. As with other capital levies, this form of tax – when not foreseen – can raise revenue at little deadweight loss.«

eine Unterscheidung zwischen (1) einer unerwarteten – nicht antizipierten – Veränderung des Preisniveaus und (2) einer (antizipierten) Berücksichtigung der Inflationsrate vorzunehmen.

Barro (1979, S. 951) gelangt zum Ergebnis, daß eine einmalige (nicht antizipierte) Veränderung des Preisniveaus keinen Einfluß auf die Wachstumsrate der nominalen öffentlichen Schuld besitzt. Zur Modellierung der Effekte aufgrund einer antizipierten Veränderung der Inflationsrate sei unterstellt, daß sich das Preisniveau mit einer konstanten Rate  $\pi$  verändert. Es gilt folglich:  $P_t = P_0(1 + \pi)^t$ . Der Nominalzinssatz sei definiert durch:  $R = r + \pi$ . (Hierbei repräsentiert  $r$  den Realzinssatz, welcher als invariant bezüglich der Inflationsrate unterstellt wird.) Für die staatliche Budgetgleichung folgt hieraus:

$$(C.18) \quad G_t + R \frac{B_{t-1}}{P_t} = T_t + \frac{(B_t - B_{t-1})}{P_t}.$$

Die Bestimmung der optimalen Steuereinnahmen kann sich an der vorangegangenen Analyse des Abschnittes C.I.1.a.aa orientieren, bei der die Inflationsrate  $\pi$  den Wert null annahm. Nunmehr sind zusätzliche Zinsverpflichtungen  $\pi(B_{t-1}/P_t)$  zu finanzieren. Hierzu emittiert der wohlwollende Diktator zusätzliche Nominalschulden. Somit ist zur quantitativen Erfassung der Nominalschuld die Inflationsrate einzubeziehen. Die nominale Verschuldung  $B$  wird dann mit einer Rate, die der Inflationsrate  $\pi$  entspricht, wachsen:

$$(C.19) \quad \frac{(B_1 - B_0)}{B_0} \cong \delta + \pi + P_1 \frac{G_1 - G'_1}{B_0} - \frac{P_1 G'_1 + r B_0}{B_0} \frac{Y_1 - Y'_1}{Y'_1}$$

Eine Zunahme der Inflationsrate induziert eine gleich hohe Zunahme in der Wachstumsrate der nominalen öffentlichen Verschuldung. Eine einmalige unerwartete Zunahme der Inflationsrate reduziert den Wert der realen öffentlichen Verschuldung. Der Pfad der öffentlichen nominalen Verschuldung unterliegt hingegen keiner Veränderung.<sup>12</sup> Letztendlich muß die Inflationsrate  $\pi$  durch die erwartete Inflationsrate  $\pi^e$  ersetzt werden. Die geplante Rate des Wachstums der realen öffentlichen Verschuldung,  $(B_1 - B_0)/B_0 - \pi^e$ , hängt damit von den realen Variablen der rechten Seite der Gleichung (C.19) ab.

Unter Berücksichtigung einer gegebenen Realverzinsung  $r$  ist es möglich, eine höhere antizipierte Inflationsrate auch durch eine höhere Nominal-

<sup>12</sup> Das heißt, es tritt keine Veränderung der Wachstumsraten der öffentlichen Verschuldung und auch keine Tendenz zur Anpassung der nominalen öffentlichen Schuld nach der inflationären Entwertung der öffentlichen Schuld ein.

verzinsung zu ersetzen. Damit wird die durch eine höhere Inflationsrate bedingte Zunahme der Nominalverzinsung teilweise durch eine Aufnahme weiterer Kredite – anstelle durch Steuern – finanziert. Mit der veränderten Realverzinsung ist kein Effekt auf die Wachstumsrate der öffentlichen Verschuldung verbunden. Eine permanent höhere Realverzinsung impliziert vielmehr höhere Steuersätze. Eine temporär höhere oder niedrigere Realverzinsung resultiert dahingegen in veränderten Budgetdefiziten.

Relevant für die ökonomische Betrachtung ist auch die Veränderung der langfristigen Zinsen und die Reaktion des Marktwertes der öffentlichen Verschuldung im Vergleich zum Pari-Wert der öffentlichen Verschuldung [siehe hierzu insbesondere Barro (1986a, S. 367/368; 1979, S. 952–954)]. Beispielsweise wird durch eine Variation des Nominalzinssatzes der gegenwärtige Marktwert der öffentlichen Verschuldung (d. h. der Marktwert bereits existierender Wertpapiere mit einem nicht variablen Zinssatz) in die entgegengesetzte Richtung verändert. Butkiewicz (1983) approximiert den Marktwert  $B^m$  unter Berücksichtigung des Pari-Wertes  $B^p$  durch die nachstehende Gleichung:

$$(C.20) \quad B^m = B^p \frac{(1 + hc)}{(1 + hR)}.$$

Hierbei stellen  $c$  die durchschnittliche Kuponrate der ausstehenden öffentlichen Verschuldung,  $h$  die durchschnittliche Laufzeit der Wertpapiere und  $R$  den allgemeinen Ertrag dar. Für gegebene  $c$  und  $h$  Werte folgt:

$$(C.21) \quad dB^m = -dR \frac{hB^m}{(1 + hR)}.$$

Durch die obigen Gleichungen (C.19) und (C.17) werden jeweils die Pfade der realen und der nominalen öffentlichen Verschuldung nach einer anfänglichen diskreten Veränderung des Ertrages dargestellt. In Analogie zu einer überraschenden Veränderung des Preisniveaus besteht hierbei keine Tendenz zur Rückkehr zum anfänglichen realen Marktwert der öffentlichen Verschuldung.

Bei einer empirischen Analyse ist prinzipiell zwischen der Verwendung von Markt- und Pari-Werten zu unterscheiden.<sup>13</sup> Eine überraschende Veränderung der Nominalzinsen hat keinen sofortigen Effekt auf den Pari-

---

<sup>13</sup> Auf der theoretischen Ebene existieren demnach Unterschiede zwischen dem Pari- und dem Marktwert der öffentlichen Verschuldung. Lediglich die Pari-Zeitreihe ist direkt verfügbar. Seater (1981) hat für die Vereinigten Staaten eine Zeitreihe für den Marktwert generiert, die allerdings auf der Basis der Analyse von Dwyer (1982) hochgradig mit dem Pari-Wert korreliert ist, so daß ebenfalls diese Zeitreihe Verwendung finden kann.

Wert der öffentlichen Schulden. Sofern aber Zeit verstreicht, wird der öffentliche Emittent die alten Wertpapiere durch neuere Wertpapiere, die eine höhere Nominalverzinsung erbringen, ersetzen. Unter sonst gleichen Bedingungen mündet dies in zunehmenden realen Zinszahlungen – sofern sich die erhöhte Nominalverzinsung auch in der entsprechenden Realverzinsung niederschlagen sollte. Damit folgt nach Barro (1986a, S. 368), daß die gegenwärtigen realen Zahlungen im Verhältnis zu den durchschnittlichen antizipierten zukünftigen realen Zahlungen gering sind. Durch diesen ansteigenden Pfad der realen Ausgaben ergeben sich – unter Berücksichtigung des »Tax-Smoothing«-Ansatzes – eine Zunahme der gegenwärtigen Steuersätze, und damit wird ein kleineres gegenwärtiges Budgetdefizit induziert. Folglich ist mit der Zunahme der Nominalzinsen eine Reduktion der öffentlichen Schulden ausgedrückt in Pari-Werten verbunden. Sollten keine weiteren Schocks auftreten, nähert sich nach einiger Zeit der reale Pari-Wert dem realen Marktwert an.

#### cc) Implikationen der »Tax-Smoothing«-Hypothese

Als Ergebnis der Ableitung der optimalen Steuern aus dem vorangegangenen »Tax-Smoothing«-Ansatz folgen auf der Grundlage der obigen Annahmen konstante Steuersätze und somit Steuereinnahmen für alle Perioden.<sup>14</sup> Dieses Ergebnis ist durch die Verwendung einer zeitinvarianten »Excess-Burden«-Funktion bedingt. (Damit sind die Steuersätze optimal, wenn in jeder Periode der marginale »Excess-Burden« identisch ist.)

Die wesentlichen Erkenntnisse des »Tax-Smoothing«-Ansatzes für eine »Perfect-Foresight«-Modellierung sind nachfolgend zusammengefaßt [siehe Aiyagari (1989, S. 23 und 29/30)]:

1. Der optimale Steuersatz ist zeitinvariant. Er ist determiniert durch den Gegenwartswert der staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter und Transfers sowie dem anfänglichen Bestand an Staatsschuldverschreibungen. (Hierdurch wird der intertemporalen Budgetbeschränkung genüge getan.)
2. Ein durch Steuereinnahmen ausgeglichenes staatliches Budget in jeder Periode folgt nur unter eingeschränkten Bedingungen: Die tatsächlich

---

<sup>14</sup> Prinzipiell sind die regulären Steuereinnahmen aus dem Zusammenspiel von Steuerersatz und Besteuerungsbasis (in diesem Fall das Volkseinkommen beziehungsweise der Output) entsprungen. Bei unterstellter Konstanz der Angebotselastizität sowie des Steuerersatzes können sich in den Perioden unterschiedliche reguläre Steuereinnahmen ergeben. Grund hierfür ist die schwankende Steuerbasis. Über den unendlichen Planungshorizont gleichen sich jedoch diese Schwankungen aus.

realisierten Werte der staatlichen Ausgaben und des Outputs entsprechen ihren (permanenten) Normalwerten. In der Regel kann aber unterstellt werden, daß sowohl die Besteuerungsbasis (der Output oder das Volkseinkommen) als auch die staatlichen Ausgaben Schwankungen unterworfen sind. Eine Anpassung der Steuersätze an diese Variationen – zwecks eines jederzeitigen Budgetausgleichs durch Steuereinnahmen – ist mit einer Zunahme der Wohlfahrtsverluste der Besteuerung verbunden, so daß eine solche Abweichung vom optimalen »Excess-Burden« nicht erfolgt und daher die Steuersätze konstant bleiben. Voraussetzung für dieses Ergebnis sind unveränderte *permanente* Niveaus der staatlichen Ausgaben und des Outputs.<sup>15</sup> Damit sollten außergewöhnliche (temporäre) staatliche Ausgaben durch Budgetdefizite finanziert werden und nicht durch eine Veränderung der Steuersätze (bei unveränderten permanenten staatlichen Ausgaben). Der durch Steuereinnahmen bewirkte Budgetausgleich in jeder Periode ist aus dieser Sichtweise heraus keine (optimale) Lösung; vielmehr sollten zur Glättung der Steuersätze Perioden mit Haushaltsdefiziten und Perioden mit Budgetüberschüssen eingegangen werden.

3. Die Veränderung des Steuersatzes kann in verschiedene Fälle unterteilt werden in Abhängigkeit von der Art der Variation der staatlichen Ausgaben. Zunächst wird vom Referenzmodell ausgegangen, welches durch konstante staatliche Ausgaben und entsprechende Steuersätze gekennzeichnet ist. Das heißt, es liegt ein ausgeglichenes Budget vor, da die staatlichen Ausgaben inklusive der Zinsverpflichtungen für alle Perioden konstant sind und den Steuereinnahmen gleichen.
  - (a) Permanente Zunahme der staatlichen Ausgaben. Daraus folgt eine permanente Zunahme der Steuereinnahmen um den gleichen Betrag durch entsprechende Erhöhung des Steuersatzes. (Das ausgeglichene Budget bleibt erhalten und eine Veränderung des Zeitpfades der Budgetdefizite ist nicht notwendig.)
  - (b) Temporäre Zunahme der staatlichen Ausgaben, wobei die permanenten Ausgaben geringfügig zunehmen. Die Zunahme der permanenten Ausgaben bedingt eine Erhöhung der Steuersätze, damit wiederum permanente Ausgaben und Steuereinnahmen aus intertemporaler Sicht ausgeglichen sind. Daneben realisiert der allwissende, wohlwollende Diktator Haushaltsdefizite solange wie die Ausgaben über dem normalen Niveau liegen. Mit der Erreichung

---

<sup>15</sup> Die *permanenten* staatlichen Ausgaben sind definiert als das konstante Niveau der staatlichen Ausgaben für den gesamten folgenden Zeitraum, deren diskontierter Gegenwartswert den gleichen Wert annimmt, wie der tatsächliche Pfad der staatlichen Ausgaben [siehe Barro (1989a, S. 216/217)].

des normalen Niveaus der staatlichen Ausgaben werden durch die geringfügige Zunahme des Steuersatzes Budgetüberschüsse realisiert, die der Finanzierung der Zinsverpflichtungen dienen.

- (c) Erwartete Zunahme der temporären staatlichen Ausgaben in einer zukünftigen Periode. Auf der Basis rationaler Erwartungen agierende wohlwollende Diktatoren erhöhen bereits zum heutigen Zeitpunkt die Steuersätze infolge der geringfügigen Zunahme des permanenten Niveaus der staatlichen Ausgaben; hierdurch ergeben sich bis zum Zeitpunkt des tatsächlichen Eintretens der temporären staatlichen Ausgaben Budgetüberschüsse. Ab dem Zeitpunkt des Eintretens der zusätzlichen temporären staatlichen Ausgaben stellen sich hingegen Budgetdefizite ein.
4. Analog kann in Hinblick auf Schwankungen der Besteuerungsbasis argumentiert werden. Zentral für die Festlegung der Steuersätze auf der Basis der »Tax-Smoothing«-Hypothese in der einfachsten Version ist allerdings die Unterstellung einer zeitinvarianten »Excess-Burden«-Funktion; eine Konsequenz hieraus ist die Unterstellung einer zeitinvarianten Arbeitsangebotselastizität [siehe Alesina und Tabellini (1992)]. Die Steuereinnahmen sind das Ergebnis des Zusammenspiels zwischen dem Steuersatz und der Besteuerungsbasis. Bei – konjunkturbedingten und damit temporären – Variationen der Besteuerungsbasis (und damit der Arbeitsangebotselastizität) variieren auch die Steuereinnahmen. Eine Anpassung der Steuersätze als Reaktion hierauf schafft zusätzliche Wohlfahrtsverluste, so daß von der intertemporalen Minimierung der Überschußbelastung abgewichen wird. Somit sind auch bei temporären Schwankungen der Besteuerungsbasis die Steuersätze *nicht* anzupassen, sondern Budgetdefizite zur Deckung der Finanzierungslücke zu realisieren. Anpassungen sind lediglich bei permanenten Veränderungen der Besteuerungsbasis und damit der zugrundeliegenden Arbeitsangebotselastizität notwendig [vgl. Alesina und Tabellini (1992)].

Eine Veränderung der staatlichen Ausgaben resultiert somit *immer* in einer Veränderung der Steuersätze, wenn hierdurch das permanente Niveau betroffen ist. Unterschiede in der Steuersatzanpassung sind durch die Höhe der Veränderung der permanenten staatlichen Ausgaben bedingt. Im Ausmaß der Veränderung der permanenten staatlichen Ausgaben müssen die Steuereinnahmen zunehmen und damit ebenfalls die Steuersätze. (Analoge Überlegungen sind ebenfalls für Veränderungen der Besteuerungsbasis, dem Output, anzustellen.)



*b) Ableitung optimaler Budgetdefizite  
für eine stochastische Welt*

Die bisherige Betrachtung beruhte auf einer deterministischen Welt (»Perfect-Foresight«-Annahme), wonach die Entwicklung der ökonomischen Variablen prinzipiell bekannt ist. Insbesondere liegt dieser Modellierung die Vorstellung zugrunde, daß die permanenten Niveaus der staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter und Transfers sowie des Outputs sich in einer bekannten und als sicher anzusehenden Höhe verändern. Anders ausgedrückt: Unter der »Perfect-Foresight«-Bedingung weichen die tatsächlichen Realisierungen der beiden zentralen ökonomischen Variablen von ihren permanenten Niveaus zu einem Zeitpunkt und in einer Höhe ab, die dem wohlwollenden Diktator bekannt sind. Dies eröffnet einen Einsatzspielraum für Haushaltsdefizite. Darüber hinaus ist ebenfalls die permanente Variation der Niveaus der ökonomischen Variablen dem wohlwollenden Diktator bekannt, so daß dieser entsprechende ökonomische Maßnahmen vornehmen kann.

Ein Übergang von der deterministischen zur stochastischen Modellwelt tritt durch Existenz von Unsicherheiten ein. Unsicherheiten bestehen beispielsweise infolge von neuen Informationen (als »News« oder auch »Innovations« bezeichnet) bezüglich der Pfade der staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter und Transfers beziehungsweise des Outputs, die dem wohlwollenden Diktator a priori nicht bekannt sind. Innovationen in den ökonomischen Variablen bedingen Revisionen der Steuersätze, wenn sich hierdurch die permanenten Niveaus verändern [siehe hierzu Barro (1981a; 1989a, S. 218)]. Danach folgt für den Fall einer unsicheren stochastischen Welt als Konsequenz aus dem »Tax-Smoothing«-Ansatz, daß die Steuersätze durch einen »Martingale«-Prozeß darstellbar sind [vgl. Barro (1989a, S. 218)]. Der für die nächsten Perioden auf der Basis der zum heutigen Zeitpunkt bekannten Informationen  $\Psi$  erwartete Steuersatz  $\tau$  ist konstant. Es gilt [vgl. Barro (1981a, S. 269)]:

$$(C.22) \quad E_t[\tau_{t+j}|\Psi_t] = \tau_t \text{ für } j \geq 1.$$

Die »Martingale«-Eigenschaft ist wie folgt zu verstehen: Aufgrund der dem »Tax-Smoothing«-Ansatz innewohnenden approximativen Nichtvorhersagbarkeit von Steuersatzänderungen beabsichtigt der allwissende, wohlwollende Diktator eigentlich keine Änderung des Steuersatzes – allenfalls als Reaktion auf neue Informationen (»News«, »Innovations«) in bezug auf zukünftige staatliche Ausgaben sowie Veränderungen der Besteuerungsbasis. Barro (1979, S. 954) zieht den Schluß: »[T]he theory has the implication that changes in tax rates should be unpredictable from knowledge of

any lagged variables, including prior changes in rates.« Veränderungen der Steuersätze sind demnach nicht vorhersagbar, es gilt [siehe Barro (1981a, S. 269)]:

$$(C.23) \quad E_t[\tau_{t+j} - \tau_{t+j-1} | \Psi_t] = 0 \text{ für } j \geq 1.$$

Die weitergehende, theoretische Ableitung von Huang und Lin (1993) beruht auf den Implikationen des »Tax-Smoothing«-Ansatzes von Barro (1981a), wonach sich die Steuersätze durch einen »Martingale«-Prozeß charakterisieren lassen. Die »Martingale«-Eigenschaft alleine generiert jedoch eine Vielzahl von optimalen Lösungen, die alle mit dem Ansatz rationaler Erwartungen konform sind. Damit ist die »Martingale«-Eigenschaft zwar eine notwendige, aber längst keine hinreichende Bedingung für die Gültigkeit des »Tax-Smoothing«-Ansatzes. Streng genommen muß zusätzlich noch die intertemporale Budgetbeschränkung Verwendung finden, so daß die Lösungsmenge insgesamt eingeschränkt wird. Es folgt daraus eine Bedingung für die Entwicklung der Budgetdefizite als abhängige Variable von den erwarteten Wachstumsraten des aggregierten Outputs und der staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter und Transfers.

Darüber hinaus besteht das Erfordernis, den Ansatz rationaler Erwartungen implizit mit in den theoretischen Modellrahmen einzubeziehen. Einerseits wurde diesem Erfordernis durch die Beachtung der »Martingale«-Eigenschaft nachgekommen, andererseits bedingt die notwendige ökonometrische Überprüfung eines theoretischen Ansatzes auch die Formulierung eines entsprechenden ökonometrischen Modelles. Im Rahmen der Darlegungen des Kapitels B sind hierzu die »Exact-Linear-Rational-Expectations«-Modelle behandelt worden. Zur Aufstellung eines solchen theoretischen Modelles ist eine »Exact-Linear«-Beziehung zwischen den Budgetdefiziten auf der einen Seite und den erklärenden Variablen, den erwarteten Wachstumsraten der staatlichen Ausgaben und des aggregierten Outputs auf der anderen Seite erforderlich. Hierzu wird die intertemporale Budgetbeschränkung loglinearisiert. Die theoretischen Implikationen und Aussagen der »Tax-Smoothing«-Modelle sind weiterhin gegeben. Mit der gewählten Modellstrategie ist darüber hinaus noch der Vorteil verbunden, daß unmittelbar einsichtige und auch interpretierbare Konsequenzen der ökonomischen Beziehungen zwischen den Variablen entstehen [siehe Huang und Lin (1993, S. 319)]. Insbesondere folgt die Konsequenz, daß mit einem höheren gegenwärtigen Budgetüberschuß entweder eine Antizipation eines geringeren Wachstums des zukünftigen aggregierten Einkommens oder eines höheren Wachstums der zukünftigen staatlichen Ausgaben verbunden ist. Eine direkte Verbindung dieses ökonometrischen Modellrahmens zu den Aussagen der dynamischen optimalen Budgetpolitik existiert, wonach (1) Budgetdefizite auf temporäre Veränderungen der staatlichen Ausgaben

für Kollektivgüter und Transfers sowie des aggregierten Outputs reagieren und (2) der optimale Steuersatz lediglich durch die permanenten Komponenten der beiden genannten ökonomischen Variablen determiniert ist.

Grundlage des theoretischen Ansatzes von Huang und Lin (1993) zur (positiven) Erklärung der Defizite sind drei Elemente [vgl. Huang und Lin (1993, S. 320/321)]:

- Die Zielfunktion des wohlwollenden Diktators. Ansatzpunkt bei der Ableitung einer Beziehung zwischen den Budgetdefiziten und den ökonomischen Variablen ist die von dem wohlwollenden Diktator verwendete und zu optimierende Zielfunktion

$$(C.24) \quad \text{TEB} = \sum_{t=1}^{\infty} Z_t \left( \frac{1}{1+r} \right)^t$$

TEB sind die zur Gegenwart – unter Verwendung des zeitinvarianten Realzinssatzes  $r$  – diskontierten realen Wohlfahrtsverluste der nachfolgenden – unendlichen – Perioden.  $Z_t$  stellen die mit der Besteuerung verbundenen Wohlfahrtsverluste in der Periode  $t$  dar; diese Funktion sei zeitinvariant und durch die Beziehung

$$(C.25) \quad Z_t = F(T_t, Y_t) = f(\tau_t)Y_t$$

charakterisiert. Hierbei seien durch  $Z_t$  die realen Kosten der Steuererhebung (d. h. die realen Wohlfahrtsverluste), durch  $T_t$  die realen Steuereinnahmen, durch  $Y_t$  der reale aggregierte Output und durch  $\tau_t$  der durchschnittliche Einkommensteuersatz (mit  $\tau_t = T_t/Y_t$ ) jeweils zur Periode  $t$  definiert. Die »Excess-Burden«-Funktion  $f(\tau_t)$  weist die nachstehenden Eigenschaften auf:  $df/d\tau_t > 0$  und  $d^2f/d\tau_t^2 > 0$ . [Daneben wird unterstellt, daß die »Excess-Burden«-Funktion quadratisch ist. Siehe hierzu Sargent (1987, S. 386).] Es sei weiterhin unterstellt, daß der wohlwollende Diktator eine Sequenz von Steuersätzen,  $\{\tau_t, t \geq 0\}$ , auswählt, um die gesamten realen Wohlfahrtsverluste TEB der Steuererhebung zu minimieren.

- Die intertemporale Budgetbeschränkung (siehe auch die Ausführungen im Kapitel B). Die intertemporale Budgetbeschränkung besagt, daß die diskontierten staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter und Transfers zuzüglich dem anfänglichen Bestand an Staatsschuldverschreibungen  $B_0$  den diskontierten staatlichen Steuereinnahmen entspricht. Es gilt:

$$(C.26) \quad \sum_{t=1}^{\infty} (1+r)^{-t} T_t = \sum_{t=1}^{\infty} (1+r)^{-t} G_t + B_0.$$

Damit verbunden ist der Ausschluß der Existenz eines Ponzi-Spieles (siehe die Ausführungen im Kapitel B). Es gilt folglich die »No-Ponzi-Game«-Bedingung:

$$(C.27) \quad \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{B_t}{(1+r)^t} = 0.$$

Durch die Bedingung der intertemporalen Budgetbeschränkung wird sichergestellt, daß der Bestand an öffentlichen Schulden  $B_t$  nicht mit einer Wachstumsrate anwächst, die größer oder gleich dem Realzinsatz  $r$  ist. In diesem Zusammenhang sei darauf hingewiesen, daß sich der wohlwollende Diktator exogenen Sequenzen der staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter,  $\{G_t, t \geq 0\}$ , sowie des aggregierten Outputs,  $\{Y_t, t \geq 0\}$ , gegenüber sieht.

- Die »Martingale«-Eigenschaft der Steuersätze. Die »optimalen« Steuersätze lassen sich in einer stochastischen Welt – in der Veränderungen relevanter Variablen nicht deterministisch eintreten und daher auch nicht unbedingt einer prognostizierbaren Entwicklung unterliegen – durch einen »Martingale«-Prozeß modellieren. Die »Martingale«-Eigenschaft der Steuersätze manifestiert sich in der Feststellung, daß sich Veränderungen der Steuersätze nicht vorhersagen lassen [vgl. Barro (1981a)]. Analytisch folgt:

$$(C.28) \quad E_t[\tau_{t+j}|\Psi] = \tau_t \text{ für } j \geq 1.$$

Die beiden grundlegenden Gleichungen (C.26) und (C.28) – in Verbindung mit der obigen Zielfunktion des wohlwollenden Diktators (C.24) – sind das Kerngehäuse des »Tax-Smoothing«-Ansatzes zur Determination optimaler Defizite und damit einer wohlfahrtsökonomisch motivierten positiven Theorie der Haushaltsdefizite. Auf deren Grundlage lassen sich die weiterführenden – und empirisch testbaren – Implikationen ableiten. Hierzu muß zunächst die intertemporale Budgetbeschränkung in eine loglinearisierte intertemporale staatliche Budgetbeschränkung überführt werden [siehe hierzu Huang und Lin (1993)].<sup>16</sup> Diese Vorgehensweise ist durch die angestrebte empirische Modellierung – d. h. der Verwendung einer »Exact-Linear«-Beziehung zwischen den Variablen – begründet.

<sup>16</sup> Ansatzpunkt sind die Gegenwartswerte der gegenwärtigen und der zukünftigen staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter  $K_0 (= \sum [1/(1+r)]^t G_t)$  und der Steuereinnahmen  $\Theta_0 (= \sum [1/(1+r)]^t T_t)$ . Unter Verwendung des »Law-of-Motion« für die beiden fiskalischen Variablen – d. h.  $K_{t+1} = (1+r)(K_t - G_t)$  und  $\Theta_{t+1} = (1+r)(\Theta_t - T_t)$  für  $t \geq 0$  – folgt nach Logarithmieren sowie nach Anwendung der »First-Order-Taylor-Expansion« die nachfolgende Gleichung (C.29). [Siehe zur Loglinearisierungstechnik die Ausführungen von Huang und Lin (1993, S. 321/322 und 337) sowie Campbell und Mankiw (1989, S. 203–207 und 212/213).]

Die loglinearisierte intertemporale Budgetbeschränkung<sup>17</sup> ergibt sich zu

$$(C.29) \quad \begin{aligned} s_t &= \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j \left( \Delta g_{t+j} - \frac{1}{\Omega} \Delta t_{t+j} \right) \text{ mit} \\ s_t &\equiv \frac{1}{\Omega} t_t - g_t - \frac{1-\Omega}{\Omega} b_t. \end{aligned}$$

Die verwendeten Kleinbuchstaben bedeuten, daß es sich bei den ökonomischen Variablen um logarithmierte Größen handelt. Darüber hinaus sind die Budgetdefizite  $s_t$  nicht einfach aus der Differenz zwischen den Steuereinnahmen und staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter und Transfers bestimmt, sondern durch die zweite Gleichung von (C.29). Die üblichen Beziehungen bleiben jedoch weiterhin bestehen: Defizite nehmen *ceteris paribus* mit Zunahme der staatlichen Ausgaben  $g_t$  zu und mit Zunahme der Steuereinnahmen  $t_t$  ab. In der obigen Interpretation ergeben sich die Budgetdefizite als abdiskontierte Summe der ersten Differenzen der staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter und Transfers sowie der Steuereinnahmen.

Als Bedingung für den »Tax-Smoothing«-Ansatz folgt unter Verwendung der obigen Gleichungen (C.29) sowie der »Martingale«-Gleichung (C.28) der Steuersätze die folgende Beziehung [siehe vertiefend zur Herleitung Huang und Lin (1993, S. 321–323)]:

$$(C.30) \quad s_t = E_t \left[ \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j \left( \Delta g_{t+j} - \frac{1}{\Omega} \Delta y_{t+j} \right) \right].$$

Diese – auch für eine ökonometrische Untersuchung zentrale – Gleichung ist wie folgt zu interpretieren: Heutige Budgetüberschüsse  $s_t$  entsprechen dem Erwartungswert der über einen (zukünftigen) unendlichen Planungshorizont diskontierten Summe der Differenz zwischen den Veränderungen der logarithmierten staatlichen Ausgaben und dem gewichteten aggregierten Output. Huang und Lin (1993, S. 323) gelangen zum Ergebnis, daß zwischen dem gegenwärtigen realisierten »Budgetüberschuß«  $s_t$  und den Prognosen bezüglich aller zukünftigen Wachstumsraten des aggregierten Volkseinkommens und den staatlichen Ausgaben eine »Exact-Linear«-Beziehung existiert. Diese Gleichung beziehungsweise die Beziehung zwi-

<sup>17</sup>  $\rho$  läßt sich interpretieren als Durchschnittswert von  $1-G/K$  und  $1-T/\Phi$ , d. h.  $E[1-T/\Phi]$  sowie  $E[1-G/K]$ .  $\Omega$  kann als Durchschnittswert von  $1-B/\Omega$  interpretiert werden. Für eine Definition von  $K$  und  $\Phi$  siehe die vorangegangene Fußnote 16. [Siehe auch die Ausführungen von Huang und Lin (1993, S. 322).]  $\Phi$  ist determiniert durch den Realzinssatz der Periode und durch die erwartete langfristige Wachstumsrate der realen Steuereinnahmen.

schen den Variablen artikuliert sich in der Folgerung, daß der Budgetüberschuß *ceteris paribus* größer ausfällt, wenn der wohlwollende Diktator eine höhere Wachstumsrate der staatlichen Ausgaben beziehungsweise eine geringere Wachstumsrate des aggregierten Outputs antizipiert. Damit werden letztendlich für schlechte Tage Reserven angelegt. Aus diesen Überlegungen heraus realisiert der wohlwollende Diktator bei temporären zusätzlichen staatlichen Ausgaben Haushaltsdefizite, während ein temporär höheres Wachstum des Volkseinkommens in einem geringeren Budgetdefizit resultiert. Darüber hinaus reagiert das gegenwärtige Defizit nicht auf Veränderungen der staatlichen Ausgaben oder des aggregierten Volkseinkommens »... as long as the present discounted value of the expected growth rates of the latter two series is not affected by the change« [Huang und Lin (1993, S. 323)].

### c) Zusammenfassung und Implikationen

Grundlage der dynamischen optimalen Besteuerungstheorie ist die fundamentale Arbeit von Ramsey (1927), der für den statischen Fall unter Verwendung eines neoklassischen Modelles eines unendlich lange lebenden repräsentativen Individuums *optimale* Steuersätze abgeleitet hat. Ein Optimierungsproblem besteht, da dem wohlwollenden Diktator, die aus allokativer Sicht nicht verzerrenden *Pauschalsteuern* nicht zur Verfügung stehen und lediglich eine Besteuerung der Konsumgüter oder des Arbeitseinkommens möglich ist [siehe den Überblick bei Auerbach (1985)]. Ziel des zugrundeliegenden Optimierungsproblem es ist die Nutzenmaximierung des Konsumenten; bei der alternativen Formulierung handelt es sich um die Minimierung des Wohlfahrtsverlustes. Die Überlegungen von Ramsey (1927) lassen sich auch für eine Analyse der Fiskalpolitik in intertemporaler Hinsicht verwenden. Die vielen zur Besteuerung zur Verfügung stehenden Konsumgüter, die im Rahmen der statischen Betrachtung vorhanden sind, treten ebenfalls bei der Ableitung der optimalen dynamischen Besteuerung auf: Zwar existiert in jeder Periode nur *ein* (aggregiertes) Konsumgut, aber durch den Zeitindex werden hieraus (unendlich) viele Konsumgüter, die der Besteuerung unterliegen [siehe die Ansätze von Pigou (1947) und Barro (1979)]. Alternativ besteuert der wohlwollende Diktator das Arbeitseinkommen. Da dem allwissenden, wohlwollenden Diktator lediglich verzerrende Steuern zur Verfügung stehen, sind Wohlfahrtsverluste unvermeidbar. Analog zum statischen Modellrahmen von Ramsey (1927) strebt dementsprechend der wohlwollende Diktator für die intertemporale Modellwelt eine Minimierung der Wohlfahrtsverluste an. Im Rahmen dieser »Tax-Smoothing-over-Time«-Ansätze gilt darüber hinaus die zentrale Annahme, daß die Steuersätze aller nachfolgenden Perioden einer simultanen

Festlegung unterzogen werden. Das heißt, der wohlwollende Diktator führt nur einen Optimierungsdurchlauf durch.<sup>18</sup>

Der »Perfect-Foresight«-Fall manifestiert sich für den wohlwollenden Diktator in der Anweisung, zur Minimierung der intertemporalen Überschußbelastung die Steuersätze konstant zu halten. Das heißt, bei konstanten (marginalen beziehungsweise durchschnittlichen) Steuersätzen über den relevanten unendlichen Planungshorizont wird die Überschußbelastung intertemporal minimiert. Die Festlegung des Steuersatzes berücksichtigt die intertemporale Budgetbeschränkung. Der Steuersatz ist derart zu bestimmen, daß durch ihn Steuereinnahmen generiert werden, deren Gegenwartswert dem Gegenwartswert der staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter und Transfers – d. h. es erfolgt *keine* Berücksichtigung der Zinsverpflichtungen – und dem anfänglichen Bestand an Staatsschuldverschreibungen entsprechen.

Budgetausgleich (durch reguläre Steuern) in jeder Periode liegt vor, wenn die tatsächlichen staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter und Transfers jederzeit dem permanenten Niveau entsprechen und analoges ebenfalls für den Output gilt. Für diesen Fall sind Budgetdefizite *nicht* relevant. Es besteht allerdings hinreichende empirische Evidenz, daß sowohl die staatlichen Ausgaben als auch der Output über eine gewisse Volatilität verfügen. (Diese kann beispielsweise durch die Existenz von kriegesischen Auseinandersetzungen begründet sein, welche zu Schwankungen der staatlichen Ausgaben führen.) Die hiermit verbundene Abweichung der tatsächlichen staatlichen Ausgaben vom permanenten Niveau bedingt die Realisierung von Defiziten. Die Haushaltsdefizite decken dann gerade die Finanzierungslücke, ohne daß die Steuersätze einer Veränderung unterliegen müssen. Die Verwendung von Budgetdefiziten läßt sich auf der Basis dieses Ansatzes der Fiskalpolitik lediglich aufgrund der Schwankungen der staatlichen Ausgaben (und auch des Outputs) begründen.<sup>19</sup> Die Verwendung von

---

<sup>18</sup> Während für den statischen Fall diese Annahme noch nachvollziehbar ist, stellt diese Bedingung bei der dynamischen Erweiterung ein ernstes Problem dar: Denn in der Realität werden die Steuersätze eher sequentiell durch die jeweiligen allwissenden, wohlwollenden Diktatoren bestimmt, die kaum eine Möglichkeit haben, die Steuersatzentscheidung ihres Nachfolgers zu beeinflussen [siehe Lucas und Stokey (1983, S. 56)]. Die mit dieser zentralen Annahme verbundenen Probleme erfahren eine tiefgehende Auseinandersetzung im Abschnitt C.III.

<sup>19</sup> Kydland und Prescott (1980) analysieren die Gründe von konjunkturellen Schwankungen sowie die hieraus erwachsenden Konsequenzen für die Stabilisierungspolitik. Ihre Politikimplikationen laufen darauf hinaus, daß die monetäre Autorität sich »as predictable as possible« verhalten soll [Kydland und Prescott (1980, S. 185)]. In Hinblick auf die Politikempfehlungen für die fiskalische Autorität gelangen Kydland und Prescott (1980, S. 185/186) zur Erkenntnis, daß auf Grundlage ihres theoretischen Ansatzes eine geeignete zyklische Manipulation der Steuersätze eine größere Stabilität bewirkt. Aller-



Budgetdefiziten ist letztendlich nur bei außerordentlichen – temporär bedingten – staatlichen Ausgaben gerechtfertigt, um so eine Veränderung der Steuersätze zu verhindern. Voraussetzung ist ein unverändertes Niveau der permanenten staatlichen Ausgaben. Bei einer Variation dieser Größe sind auch Anpassungen in bezug auf den Steuersatz vorzunehmen. In ähnlicher Art und Weise ist in bezug auf den Output zu verfahren. Unabhängig von diesen beiden ökonomischen Variablen gehen Budgetdefizite ebenfalls mit einem Wachstum der Volkswirtschaft einher. Das Wachstum der öffentlichen Schulden ist dementsprechend auch durch die Wachstumsrate der Volkswirtschaft bestimmt, um so eine Stabilisierung des Steuersatzes zu erzielen.

Als Ergebnis der Steuersatz-Konstanz des »Tax-Smoothing«-Ansatzes läßt sich festhalten, daß sich in einer sicheren (deterministischen) Welt konstante Steuersätze ableiten lassen, sofern das permanente Niveau der staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter beziehungsweise des Outputs unverändert bleiben. Darüber hinaus stellen sich Budgetdefizite bei temporären Zunahmen der staatlichen Ausgaben sowie bei temporären Abnahmen des Volkseinkommens oder des Outputs ein. Mit einer Zunahme der erwarteten Inflationsrate geht ein »Eins-zu-Eins«-Effekt auf die Wachstumsrate der nominalen Verschuldung einher [vgl. Barro (1979)]. Allerdings ist die Wachstumsrate der öffentlichen Verschuldung vom Verhältnis der öffentlichen Verschuldung zum Volkseinkommen unabhängig; es existiert höchstens eine Beziehung zu den staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter und Transfers.<sup>20</sup>

Dieses Ergebnis des »Tax-Smoothing«-Ansatzes ist allerdings von der stringenten Annahme abhängig, daß die »Kosten« der Steuereinnahmen in

---

dings übersteigen die Kosten dieser Politikmaßnahme den sich hierdurch einstellenden Nutzen. Die Kosten sind durch die Wohlfahrtsverluste verzerrender Steuern begründet. Kydland und Prescott (1980, S. 186) folgern: »Capital goods produced in different periods that are close in time are close substitutes as are both market-produced and non-market-produced goods in adjacent periods. The elasticity of demand for a product with close substitutes is high. Thus varying tax rates over time to induce a particular state-contingent intertemporal reallocation of labor supplied is inconsistent with efficient taxation, at least to a first approximation. Cyclical variations in tax rates add to the burden of financing society's demands for public goods and income redistribution.« Somit kann auf der Basis der wettbewerblichen Theorie konjunktureller Schwankungen von Kydland und Prescott (1980) der Schluß gezogen werden, daß die Steuersätze nicht auf aggregierte ökonomische Schwankungen reagieren sollen.

<sup>20</sup> Generell werden die Steuersätze im Modell von Barro (1979) auf der Grundlage der permanenten staatlichen Ausgaben festgesetzt; temporäre Veränderungen der staatlichen Ausgaben werden somit nicht durch eine Variation der Steuersätze finanziert, sondern durch die Realisierung von Haushaltsdefiziten. Allerdings müssen sich die temporären Veränderungen der staatlichen Ausgaben über die Zeitachse ausgleichen, d. h. der Gegenwartswert der temporären staatlichen Ausgaben ist null.

jeder Periode eine zeitinvariante homogene Funktion der Steuereinnahmen und des Niveaus des Outputs von der Ordnung eins sind [siehe Blanchard und Fischer (1989, S. 587)]. Der Gegenwartswert der Besteuerungskosten wird dann für einen gegebenen Pfad der staatlichen Ausgaben und unter Beachtung der staatlichen Budgetbeschränkung (bei einem zeitinvarianten Zins und bei nicht besteuerten Zinseinkünften) durch einen konstanten Steuersatz minimiert. Blanchard und Fischer (1989, S. 587) gelangen daher zum Ergebnis, daß die Steuersatzkonstanz des »Tax-Smoothing«-Ansatzes letztendlich durch die zeitinvariante Funktion der Besteuerungskosten determiniert wird. Eine alternative Formulierung dieser zentralen Annahme artikuliert sich in der Unterstellung einer zeitinvarianten Funktion der Arbeitsangebotselastizität [siehe hierzu beispielsweise Huber (1990b, S. 438/439) sowie Barro (1986a, S. 362)].

Werden die Pfade der staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter und Transfers sowie des Outputs als unsicher – im Sinne eines stochastischen Prozesses – angesehen, gilt dies ebenso für die jeweiligen normalen (permanenten) Werten. Die Berücksichtigung eines *stochastischen* Modellrahmens bedingt, daß nunmehr von antizipierten Erwartungsgrößen in bezug auf die beiden ökonomischen Variablen auszugehen ist, wobei weiterhin eine (exogene) gegebene Realverzinsung unterstellt wird.

Neue Informationen (»News« oder »Innovations«), die beispielsweise auf der Basis veränderter Werte des permanenten Niveaus der staatlichen Ausgaben und/oder des permanenten Niveaus des Volkseinkommens beruhen, haben eine – ex ante nicht prognostizierbare – Veränderung des Steuersatzes zur Folge. Überraschende (nicht antizipierte) Veränderungen zentraler ökonomischer Einflußgrößen bedingen – in Analogie zur Betrachtung der permanenten Einkommenstheorie von Hall (1978) –, daß die genaue Richtung der Veränderung der Steuersätze nicht vorhersagbar ist. Folglich sind die Steuersätze durch einen »Martingale«-Prozeß zu charakterisieren. Die Unterstellung, daß die Steuersätze einem »Random-Walk« gehorchen, stellt eine einfache Modellierung dieses Sachverhaltes dar [siehe Barro (1986a, S. 366; 1989a, S. 218)].<sup>21</sup>

Huang und Lin (1993) berücksichtigen neben der »Martingale«-Eigenschaft des Steuersatzes die intertemporale Budgetbeschränkung sowie die intertemporale »Excess-Burden«-Funktion. Modelltheoretisch ist damit die Minimierung der intertemporalen Wohlfahrtsverluste durchführ-

<sup>21</sup> Jedoch existieren einige vorhersagbare Veränderungen der Steuersätze: Falls Steuersätze in Rezessionen geringer sein sollten als das Normalniveau, kann zum Zeitpunkt des vorhersagbaren Endes der Rezession eine Zunahme der Steuersätze erwartet werden. Analoges gilt für über dem Normalniveau liegenden Steuersätzen in Kriegszeiten mit dem Ende des Krieges [siehe Barro (1986a)].

bar, die darüber hinaus auch noch mit der durch den stochastischen Modellrahmen verbundenen »Martingale«-Eigenschaft der Steuersätze korrespondiert. Budgetdefizite sind in diesem Ansatz durch den Erwartungswert der diskontierten Summe der Differenz zwischen der Veränderung der logarithmierten staatlichen Ausgaben und der gewichteten Veränderung des aggregierten Outputs bestimmt. Trotz des stochastischen Modelles gilt weiterhin, daß der Budgetüberschuß positiv von einer höheren Wachstumsrate der staatlichen Ausgaben und einer geringeren Wachstumsrate des aggregierten Outputs abhängt.

## **2. Kapital und Basisgeld als weitere Anknüpfungspunkte der dynamischen optimalen Besteuerung**

Neben der zeitlichen Dimension bei der Besteuerung lassen sich weitere Anknüpfungspunkte für die Fiskalpolitik heranziehen. Die wohlwollenden Diktatoren können eine Steuerglättung durch Einbeziehung weiterer Zustandsvariablen und somit zusätzlicher Besteuerungsobjekte vornehmen. Die Besteuerung des Faktors Kapitals steht im Mittelpunkt von Abschnitt a), während der Abschnitt b) Einnahmen aus der Schaffung von Zentralbankgeld (Basisgeld) behandelt. Abschnitt c) faßt die Ergebnisse dieser »Tax-Smoothing-across-States-of-Nature«-Ansätze zusammen.

### *a) Physisches Kapital und die optimale Kapital(einkommens)besteuerung*

Die Einbeziehung des Produktionsfaktors Kapitals bedeutet eine wesentliche Modellerweiterung. Zentrale Frage ist, ob und gegebenenfalls in welcher Höhe, Einkommen aus dem Produktionsfaktor Kapital zu besteuern ist. Gegen eine Besteuerung sprechen die nachteiligen Effekte bezüglich der intertemporalen Ressourcenallokation [siehe ausführlich Sinn (1987)]. Dagegen gelangen Ansätze der optimalen (zweitbesten) Besteuerung zum Ergebnis, daß der optimale Steuersatz in bezug auf das Kapitaleinkommen von null verschieden ist [vgl. Chamley (1986, S. 607)]. Anschließend stehen daher einige »Tax-Smoothing«-Ansätze im Mittelpunkt der Betrachtung, bei denen das Kapitaleinkommen der Besteuerung unterworfen werden kann.

Chamley (1986) verwendet ein Modell mit Kapital, aber ohne Unsicherheit hinsichtlich der staatlichen Ausgaben. Grundlage seines »General-Equilibrium«-Ansatzes ist die Verwendung eines repräsentativen Individu-

ums, welches unendlich lange lebt.<sup>22</sup> Die zentrale Annahme dieses Ansatzes unterstellt einen vernachlässigbaren Einfluß des gegenwärtigen Konsumniveaus bezüglich der Konsumpräferenzen in hinreichend weit entfernter Zukunft. Ein einziges Gut wird durch den Einsatz von Kapital und Arbeit produziert, welches sowohl konsumtiven Zwecken dient als auch zur Erhöhung des Kapitalstockes einsetzbar ist. Chamley (1986) gelangt zum Ergebnis, daß der Kapitaleinkommensteuersatz langfristig gegen null tendieren wird, d. h. der Steuersatz nimmt den Wert null an, wenn die Volkswirtschaft den »Steady-State«-Pfad erreicht.<sup>23</sup> Folglich ist eine Kapitaleinkommensbesteuerung im »Short-Run« effizient, im »Long-Run« hingegen nicht. (Voraussetzung für dieses Ergebnis ist die langfristige Gleichheit der sozialen mit der privaten Diskontierungsrate.)

Modellabwandlungen sind in zweifacher Hinsicht möglich. Erstens: Durch die Berücksichtigung einer stochastischen Modellwelt, die sich in der Regel auf den Pfad der staatlichen Ausgaben bezieht, ist eine Erweiterung des theoretischen Ansatzes verbunden, die sich in der Vorstellung artikuliert, daß der Pfad der staatlichen Ausgaben keineswegs durch Sicherheit charakterisiert ist. Die Modellierung der staatlichen Ausgaben durch einen stochastischen Prozeß ermöglicht die Unterscheidung zwischen permanenten und temporären Komponenten [siehe den grundlegenden Beitrag von Nelson und Plosser (1982) zur empirischen Modellierung]. Zweitens: Einige Ansätze unterstellen dem wohlwollenden, allwissenden Planer die Fähigkeit, die Steuersätze für jeden Zeitpunkt festzulegen. Die anschließenden Ausführungen stützen sich auf die beiden dargelegten Annahmen.

---

<sup>22</sup> »General-Equilibrium«-Ansätze, in denen die Besteuerung des Kapitaleinkommens aus wohlfahrtsökonomischer Sicht erwünscht ist, sind durch einen endlichen Planungshorizont der Individuen charakterisiert. Der Spielraum für intertemporale Substitution ist also beschränkt [siehe Chamley (1986, S. 607)]. Die Analyse der optimalen Kapital- und Arbeitseinkommensbesteuerung unter Verwendung von endlich lange lebenden Individuen in »Life-Cycle«-Modellen – durch Boskin (1980), Feldstein (1978) sowie Atkinson und Sandmo (1980) – mündet in einer optimalen Kapitaleinkommensbesteuerung mit einem Steuersatz ungleich null. Der konkrete Kapitaleinkommensteuersatz hängt allerdings von den (unterstellten) Präferenzen der Individuen ab.

<sup>23</sup> Die von Chamley (1986) verwendete Nutzenklasse bezieht sich auf diejenigen Nutzenfunktionen, die additiv separierbar bezüglich der Zeit sind. Sofern die Volkswirtschaft gegen eine deterministische »Steady-State«-Lösung konvergiert, ist ein Kapitaleinkommensteuersatz in Höhe von null optimal. Begründung erfährt dieses Optimalitätsergebnis durch die Tatsache, daß die Elastizität der kompensierten inversen Konsumnachfragefunktion gegen eine Konstante konvergiert. Es ist somit optimal, auf eine diskriminierende Konsumbesteuerung zu verzichten; unter Berücksichtigung der Überlegung, daß eine Kapitaleinkommensbesteuerung den zukünftigen Konsum im Verhältnis zum gegenwärtigen Konsum stärker besteuert, folgt zwangsläufig der Verzicht auf eine Besteuerung des Kapitaleinkommens.

Judd (1989) analysiert erstmalig die Implikationen einer unsicheren (stochastischen) Modellwelt, die sich in einem exogenen stochastischen Pfad der staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter und Transfers artikuliert. Hierzu wird ein *ad hoc* Modellrahmen verwendet, der vom neoklassischen Optimierungskalkül abstrahiert. Das zentrale Ergebnis der Simulationsstudie von Judd (1989), die der Ermittlung lokaler Optima dient, besteht in hochgradig persistenten Einkommensteuersätzen. Das heißt, die Steuersätze auf das Einkommen weisen eine geringe Volatilität auf und sind damit über den Zeithorizont (relativ) konstant. Zur Abdeckung der Innovationen in den staatlichen Ausgaben – d. h. temporäre staatliche Ausgaben die aufgrund der unterstellten stochastischen Modellstruktur eintreten können –, werden in diesem Modellrahmen Steuersätze auf das Kapital(einkommen) erhoben. Prinzipiell sollte aber der Produktionsfaktor Kapital *keiner* generellen Besteuerung unterliegen, weil hierdurch negative Wirkungen auf die Wohlfahrt ausgehen.<sup>24</sup> Daher ist der bedingt erwartete Kapitaleinkommensteuersatz null. Anders ausgedrückt: Der Erwartungswert dieses Steuersatzes ist null; allerdings verfügt dieser Steuersatz über eine große Varianz, die durch die Verwendung der Kapitalbesteuerung zur Deckung der Innovationen in den staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter und Transfers bedingt ist. Folglich ist der Steuersatz auf den Faktor Kapital charakterisiert durch einen *ex ante* Wert von null, wobei dieser Steuersatz eine hohe Korrelation mit den Innovationen in den staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter aufweist.

Grundlage der Analyse von Chari et al. (1991) ist die Verknüpfung der dynamischen optimalen Besteuerung mit den neueren »Real-Business-Cycle«-Ansätzen in der Tradition von Kydland und Prescott (1982) sowie Long und Plosser (1983). Fluktuationen (in diesen Konjunkturmodellen) sind durch Schocks hinsichtlich der Technologie und der staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter und Transfers bedingt. In bezug auf eine optimale Fiskalpolitik bestätigt dieser Ansatz die Vorstellung, wonach ein »Tax-Smoothing« sowohl über die zeitliche Dimension als auch über die anderen zur Verfügung stehenden Besteuerungsvariablen zu erfolgen hat, damit eine intertemporale Minimierung der Wohlfahrtsverluste verzerrender Steuern eintritt. Bezüglich der Haushaltsdefizite sind somit in guten Zeiten (charakterisiert durch überdurchschnittliche Technologieschocks oder unterdurchschnittliche staatliche Ausgaben) Budgetüberschüsse zu realisieren, während in schlechten Zeiten der wohlwollende Diktator Defizite verwenden sollte. Die Glättung der Wohlfahrtsverluste manifestiert sich im

---

<sup>24</sup> Durch die Kapital(einkommens)besteuerung werden geringere Investitionen realisiert, die sich in intertemporaler Hinsicht negativ auswirken. Siehe auch die ausführliche Argumentation von Sinn (1987).

wesentlichen in konstanten Steuersätzen bezüglich des Arbeitseinkommens oder hinsichtlich der Konsumausgaben. Der Steuersatz auf Kapitaleinkommen ist im Durchschnitt (nahe) bei null anzusetzen. Im Unterschied zum Ansatz von Barro (1979) sowie den Erweiterungen – beispielsweise Judd (1989) – folgt der Steuersatz auf das Arbeitseinkommen nicht unbedingt einem »Random-Walk«. Vielmehr sind die optimalen Steuersätze im Modellrahmen von Chari et al. (1991) durch die persistenten Eigenschaften der zugrundeliegenden Schocks bestimmt. (Somit bestimmt nunmehr der den Schocks zugrundeliegende stochastische Prozeß die Steuersätze.) Der Unterschied ist im veränderten Modellrahmen begründet. Die »Random-Walk«-Eigenschaft der Steuersätze ist als Konsequenz eines Partialmodells zu verstehen; hierbei liegen ein als konstant unterstellter Zinssatz der Staatsschuldverschreibungen sowie eine von den Steuersätzen abhängige Verlustfunktion zugrunde.

Zhu (1992) analysiert die Überlegungen zur optimalen Fiskalpolitik auf der Grundlage eines neoklassischen, stochastischen Wachstumsmodells unter Berücksichtigung eines Kapitalmarktes. (Unsicherheit existiert in Hinblick auf die Produktionstechnologie sowie in bezug auf die staatlichen Ausgaben.) Unterstellt wird die Existenz eines unendlich lange lebenden Individuums, dessen intertemporaler Nutzen optimiert werden soll. Zur Finanzierung der staatlichen Ausgaben steht dem allwissenden, wohlwollenden Diktator die Besteuerung des Arbeitseinkommens, die Besteuerung des Kapitaleinkommens oder die Emission von Staatsschuldverschreibungen zur Verfügung. Im Rahmen seiner Untersuchung gelangt Zhu (1992) zum Ergebnis, daß die optimale Fiskalpolitik indeterminiert ist. Anders betrachtet: Es existieren eine Vielzahl von Lösungen in bezug auf die Emission von Staatsschuldverschreibungen sowie hinsichtlich der Kapitaleinkommensteuersätze, die jeweils mit der Maximierung des Nutzens des Individuums einhergehen. Zhu (1992) relativiert durch seine stochastische Modellierung die Erkenntnisse des Ansatzes von Chamley (1986): Aus seiner theoretischen Sicht ist weder eine Kapitaleinkommensbesteuerung in Höhe von null noch eine gleichmäßige Besteuerung der Arbeitseinkünfte in allen Perioden zwingend – d. h. in allen denkbaren Fällen – optimal; diese spezielle Lösung ist abhängig von den Präferenzen und damit der Nutzenfunktion des repräsentativen Individuums.<sup>25</sup> Folglich existieren auch für

---

<sup>25</sup> Die Struktur der optimalen Kapitaleinkommensbesteuerung hängt nach Zhu (1992, S. 263) von der Elastizität der kompensierten inversen Nachfragefunktion des Konsums in zukünftigen Perioden hinsichtlich des Konsums in der Periode 0 ab. Damit der Steuersatz auf das Kapitaleinkommen den Wert null annimmt, muß die kompensierte inverse Konsumnachfrageelastizität der Periode  $t$  der durchschnittlichen inversen Konsumnachfrageelastizität in der Periode  $t + 1$  gleichen. Die Struktur der optimalen Besteuerung des Arbeitseinkommens ist determiniert durch die kompensierte inverse Angebotselasti-



den allgemeinen Fall keine eindeutig *optimalen* Budgetdefizite – d. h. die Existenz optimaler Budgetdefizite ist an konkrete Voraussetzungen geknüpft.<sup>26</sup>

Chari et al. (1994) leiten quantitative Aussagen für eine optimale Fiskalpolitik aus einem Konjunkturzyklusmodell ab. Konjunkturelle Einflüsse werden unter Verwendung von Schocks modelliert. (Hierbei findet ein quantitatives Modell Verwendung, mit dessen Hilfe die Effekte aus den Schocks sowie die fiskalischen Anpassungsmaßnahmen erfaßt werden. Die Schocks, denen sich die Volkswirtschaft ausgesetzt sieht, werden mittels stochastischer Prozesse abgebildet.) Zur Besteuerung stehen wiederum das Arbeitseinkommen sowie das Kapitaleinkommen zur Verfügung. Daneben kann der wohlwollende Diktator Staatsschuldverschreibungen emittieren.

Auf der Grundlage des neoklassischen Wachstumsmodelles – unter Berücksichtigung konjunktureller Einflüsse durch stochastische Prozesse, bei Existenz verzerrender Steuern sowie wohlfahrtsmaximierender Entscheidungsträger – läßt sich die optimale Fiskalpolitik wie folgt beschreiben:

1. Als Reaktion auf einen (konjunkturellen) Schock wird innerhalb der sich anschließenden Anpassungsperiode eine negative Steuer auf das Arbeitseinkommen und eine hohe Kapitaleinkommensteuer realisiert.
2. Nach dieser kurzen Periode bleiben die Steuersätze auf das Arbeitseinkommen konstant, der erwartete Steuersatz auf das Kapitaleinkommen ist nahe null in jeder weiteren Periode und »the return on debt and the ex post tax on capital income absorb most of the shocks to the government budget constraint« [Chari et al. (1994, S. 618)].

Die von Chari et al. (1994) durchgeführte Simulationsstudie gelangt dementsprechend zum Ergebnis, daß im Rahmen einer optimalen Fiskalpolitik die Steuersätze auf das Arbeitseinkommen lediglich im geringen Ausmaß Schwankungen unterzogen werden sollen; der Grad der Variationen beziehungsweise die sich hieraus ergebende Korrelation der Steuersätze bildet die Korrelation der zugrundeliegenden Schocks ab. Zusätzlich bestätigt die Analyse von Chari et al. (1994) in bezug auf einen Ex-ante-

---

zität der Arbeit hinsichtlich des Konsums der Periode 0. Eine gleichmäßige Besteuerung des Faktors Arbeit ist nur gegeben, wenn der Nutzen homogen separierbar ist.

<sup>26</sup> Zhu (1992, S. 265) verdeutlicht für eine in den »Real-Business-Cycle«-Modellen häufig verwendeten Nutzenfunktion, daß ein Kapitaleinkommensteuersatz in Höhe von null und eine gleichmäßige Besteuerung des Arbeitseinkommens in allen Perioden eine zeit- und zustandsinvariante Beschäftigung erfordert. Ansonsten ist der optimale ex ante erwartete Kapitaleinkommensteuersatz unbestimmt und die optimale Arbeitseinkommensbesteuerung variiert mit der Beschäftigungsrate [vgl. Zhu (1992, S. 253)].



Steuersatz auf das Kapitaleinkommen in Höhe von (nahe) null die Überlegungen von Chamley (1986). Allerdings existieren ebenfalls bei Chari et al. (1994) eine Vielzahl von möglichen Lösungen bezüglich des Steuersatzes auf das Kapitaleinkommen. Chari et al. (1994, S. 620) führen hierzu aus: »[F]rom a quantitative standpoint, we find that, depending on the way in which policies are chosen from this equivalence class, the tax rate on capital can range from close to independently and identically distributed... to close to a random walk.« Hierdurch manifestiert sich wiederum die Unbestimmtheit der optimalen Fiskalpolitik.

Jones et al. (1993) fundieren ihre Ableitung der optimalen Besteuerung durch verschiedene Wachstumsmodelle.<sup>27</sup> Als weitere Anknüpfungspunkte der Besteuerung sind sowohl physisches Kapital als auch Humankapital anzusehen. Der wohlwollende Diktator steht vor dem Ramsey-Problem, der Ermittlung derjenigen Steuersätze, welche die Wohlfahrt des repräsentativen Individuums – unter der Nebenbedingung der intertemporalen Budgetbeschränkung und der Erreichung eines wettbewerblichen Gleichgewichtes – maximiert. Gegenstand der Betrachtung ist darüber hinaus die Interaktion zwischen der Wirtschaftspolitik auf der einen Seite und den hiermit verbundenen Effekten auf das wirtschaftliche Wachstum auf der anderen Seite.<sup>28</sup> Im Mittelpunkt steht insbesondere die quantitative Ermittlung der Wohlfahrtseffekte aufgrund einer drastischen Veränderung der Fiskalpolitik. Es werden die Wohlfahrtsgewinne durch den Übergang zur optimalen Besteuerung ermittelt. Als Grundlage dieser quantitativen Ermittlung verwenden Jones et al. (1993) ein Modell mit endlichem Planungshorizont sowie deterministischen Variablen mit endogenem Wachstum.

Die theoretischen Überlegungen von Jones et al. (1993) und ihre Umsetzung im Rahmen eines Simulationsmodelles manifestieren sich in unterschiedlichen fiskalpolitischen Maßnahmen, so daß die Schlußfolgerung gezogen werden kann, daß »die« optimale Fiskalpolitik von der konkreten

---

<sup>27</sup> Zunächst unterstellen Jones et al. (1993) einen deterministischen, exogenen Pfad der staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter. Das erste Wachstumsmodell ist vollkommen konvex, berücksichtigt keine Externalitäten und behandelt physisches Kapital und Humankapital gleich in bezug auf ihre Verwendung sowie den dahinter stehenden Akkumulationsprozeß. Das zweite Modell geht von Nichtkonvexität in bezug auf den Haushalt bei der »Produktion« des Faktors Arbeit aus. Darüber hinaus hängt der Akkumulationsprozeß des Humankapitals sowohl von Marktgütern als auch von nicht-marktlichen Gütern ab. Das Individuum steht daher vor einer Konsum-Freizeit-Entscheidung. Das dritte Modell berücksichtigt die staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter als Input der Produktionsfunktion. Damit sind die Staatsausgaben für den wohlwollenden Diktator eine endogene Variable.

<sup>28</sup> Siehe die Arbeiten von Barro (1990c), King und Rebelo (1990) sowie Rebelo (1991) zur Beziehung zwischen der Wirtschaftspolitik und dem wirtschaftlichen Wachstum.

Formulierung des theoretischen Modelles abhängig ist. Insbesondere die Einbeziehung der staatlichen Ausgaben als Input in die Produktionsfunktion mündet in einer positiven Besteuerung des Faktors Kapital.<sup>29</sup> Generell ist die optimale Fiskalpolitik gekennzeichnet durch eine anfängliche hohe Besteuerung, die dann in geringen (im Extrem gegen null strebenden) Steuersätzen endet. Anders ausgedrückt: Der allwissende, wohlwollende Diktator erzielt in den anfänglichen Perioden die zur Finanzierung der staatlichen Ausgaben benötigten Einnahmen und kann in den späteren Perioden die Steuersätze asymptotisch gegen (nahe) null streben lassen.

Cassou (1995) wandelt den bisherigen Modellrahmen ab, indem unterstellt wird, daß der wohlwollende Diktator lediglich *Steuerregeln* festlegen kann. Hierdurch wird der empirischen Beobachtung Rechnung getragen, daß der wohlwollende Diktator davon ausgehen muß, daß sich die Steuersätze nur langsam verändern und somit heutige Steuerentscheidungen eine lange Lebenszeit besitzen. Die sich aus dem Modell von Cassou (1995) ergebenden Steuerregeln führen daher auch zu einer zeitlichen Stabilität der Steuerstruktur. »The rules used here force the planner to consider tax structures which have a steady state around which taxes fluctuate and thus prevent large generational tax burden differences« [Cassou (1995, S. 1166/1167)]. Modellgrundlage ist ein neoklassisches Wachstumsmodell mit einem unendlich lange lebenden repräsentativen Individuum; hierbei abstrahiert Cassou (1995) von Fluktuationsquellen aufgrund des Konjunkturzyklusses. Ziel des Ansatzes ist wiederum die Ableitung optimaler Besteuerungsregeln, die ihrerseits den Nutzen des repräsentativen Konsumenten maximieren. Daneben ist intendiert durch die optimale Steuerstruktur, ein stabiles Niveau der Steuereinnahmen zu erzielen [vgl. Cassou (1995, S. 1172)]. Die Gleichgewichtsbetrachtung ist so zu verstehen, daß die makroökonomischen Variablen der Volkswirtschaft sich um die entsprechenden »Steady-State«-Werte bewegen. Die öffentliche Verschuldung schwankt ebenfalls um einen fix vorgegebenen »Steady-State«-Wert. (Ein Ponzi-Spiel ist demnach auf Grundlage dieses Modellrahmens generell ausgeschlossen.) Cassou (1995, S. 1171) begründet diese Unterstellung (analog wie bei der Ermittlung der stochastischen Steuerregeln) durch politische Trägheit und dem Ziel der Stabilität der Steuerlast.

Unter Verwendung des Konzeptes des lokalen Optimums von Judd (1989) führt Cassou (1995) eine Simulationsstudie durch. Hierbei werden die Ergebnisse von Judd (1989) bestätigt. Cassou (1995, S. 1167) führt aus: »Not

---

<sup>29</sup> Diese Lösung ist bedingt durch die von Jones et al. (1993) vorgenommene konkrete Ausgestaltung der Berücksichtigung der staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter. Die positiven asymptotischen Steuersätze auf das Kapitaleinkommen sind durch die Existenz von Gewinnen begründet [siehe die Ausführungen von Jones et al. (1993)].

only is this policy found to be locally optimal, but an entire class of equivalent policies are found. These policies differ by the size of the corporate tax innovation variance and indicate that a strongly positive correlation between the corporate tax rate and government spending innovations is not necessary for optimality.« Die vielen äquivalenten Politikmaßnahmen – bei denen die Steuersätze auf den Faktor Kapital extreme und unterschiedliche Werte annehmen können – sind abhängig von den unterstellten Parameterkonstellationen und dürften damit sensitiv auf deren Veränderung reagieren. Aus diesem Grunde ist eine einfache Regelung vorzuziehen: Die einer persistenten Besteuerung des Einkommens. Generell bestätigt die Simulationsuntersuchung von Cassou (1995) zwei Prinzipien, wonach die optimale Steuerstruktur neben einem hohen »Steady-State«-Niveau der Investitionen für eine geringe Variabilität der Investitionen zu sorgen hat.

Eine Erweiterung der Betrachtung in bezug auf eine optimale Besteuerung des Kapitaleinkommens eröffnet sich durch die Öffnung der Volkswirtschaft und den damit modellierbaren Einfluß der Kapitalmobilität auf die Ableitung der optimalen (zweitbesten) Besteuerung des Faktors Kapital. Ausgangspunkt ist eine kleine offene Volkswirtschaft, die mit dem Rest der Welt sowohl über die gleiche Produktionstechnologie als auch über die gleichen Präferenzen verfügt. Der internationale Zinssatz wird als konstant unterstellt. Darüber hinaus sei angenommen, daß die Steuerregeln im Rest der Welt gegeben seien und invariant in bezug auf die inländischen Steuerregeln sind. Hinsichtlich des internationalen Steuersystemes, das sich auf die internationalen Vereinbarungen der Besteuerung des mobilen Faktors Kapital beziehen, lassen sich zwei unterschiedliche Ausgestaltungen unterscheiden: »Under the territorial system capital income is taxed in the jurisdiction in which the investment takes place, which means that foreign investment income is exempted from taxation. Under the worldwide system the capital income is taxed according to the residence of the investors with tax credits awarded for taxes paid abroad on the same income« [Correia (1996, S. 692)].

Correia (1996) verwendet den Modellrahmen eines »Infinite-Horizon«-Ansatzes. Hierdurch besteht eine direkte Verbindung zu den Überlegungen von Chamley (1986); insbesondere kann der Ansatz von Correia (1996) als eine Erweiterung des Modelles von Chamley (1986) angesehen werden. Correia (1996, S. 706/707) gelangt zu den folgenden vier Resultaten im Rahmen ihrer Analyse, die teilweise erheblich im Gegensatz zu statischen oder auch zwei-periodigen Modellen stehen [vgl. Correia (1996, S. 706/707)]. Erstens: Die Annahme mobilen Kapitals verändert nicht substantiell die Ergebnisse des Modelles von Chamley (1986). Darüber hinaus bestehen lediglich geringfügige Unterschiede in den Konsequenzen zwischen den beiden internationalen Steuersystemen. [Im Gegensatz hierzu

liegt eine Übereinstimmung der Ergebnisse zwischen einer offenen zwei-periodigen Volkswirtschaft im Sinne von Razin und Sadka (1989) und der geschlossenen Volkswirtschaft von Feldstein (1978) nur für das weltweite Steuersystem vor.] Zweitens: Die Existenz von Steueroasen schließt für das verwendete neoklassische Wachstumsmodell nicht die Anwendung des territorialen Besteuerungsansatzes aus; darüber hinaus besteht die Möglichkeit eines positiven Steuersatzes auf das Kapitaleinkommen. Drittens: Sofern keine Restriktionen in bezug auf die Auswahl der Steuern vorhanden sind, ist das weltweite dem territorialen Steuersystem überlegen [vgl. auch Razin und Sadka (1989, 1991)]. Existieren jedoch nicht-besteuerbare Faktoren, dann muß aus wohlfahrtsökonomischen Überlegungen heraus das territoriale System implementiert werden. Viertens: Die optimale inländische Steuer auf das Kapitaleinkommen ist unabhängig von der im Rest der Welt durchgeführten Steuerpolitik – und zwar wiederum unabhängig von den internationalen Steuervereinbarungen. Allerdings beeinflusst die konkrete Ausgestaltung der ausländischen Besteuerung des Kapitaleinkommens zentrale inländische Variablen wie das Wohlfahrtsniveau, den optimalen Steuersatz auf den Faktor Arbeit sowie die Gleichgewichtspfade der Konsumausgaben und des Outputs.

*b) Optimale staatliche Einnahmen unter  
Berücksichtigung von Basisgeld*

Die bisherigen Überlegungen basierten auf der Unterstellung, daß zwar Basisgeld (»High-Powered-Money«)<sup>30</sup> existiert, die Zentralbank als monetäre Autorität jedoch unabhängig von der fiskalischen Autorität agiert und lediglich für die Geldversorgung zuständig ist. Somit kann die fiskalische Autorität nicht direkt auf die Zentralbank zurückgreifen, um die staatlichen Ausgaben durch Basisgeld zu finanzieren. [Indirekt fällt ein bedeutender Teil des Bundesbankgewinnes der fiskalischen Autorität zu. Dieser wird durch die Emission von Basisgeld geschaffen. Siehe hierzu Kath (1981) sowie die nachstehende Betrachtung.] Nachfolgend sollen die Implikationen behandelt werden, die für den Fall eintreten, daß Basisgeld dem wohlwollenden Diktator der fiskalischen Autorität direkt zur Verfügung steht.<sup>31</sup>

---

<sup>30</sup> Aus der Existenz einer Basisgeldmenge, die von egoistischen, rational agierenden Individuen gehalten wird, kann gefolgert werden, daß diese Nutzen stiftet und damit als ökonomisches »Gut« zu reflektieren ist. Die allokativen Eigenschaften dieses Gutes analysiert Pfeffer (1997).

<sup>31</sup> Eine ausführliche Auseinandersetzung verschiedener grundlegender Motive für eine expansive Geldpolitik findet sich bei Cukierman (1992). McCallum (1990) geht auf verschiedene Ansätze zur Erklärung der Inflation ein.

Die staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter und Transfers können sowohl durch Steuern oder durch Staatsschuldverschreibungen als auch unter Zuhilfenahme der Zentralbank finanziert werden. Prinzipiell besteht die Möglichkeit mittels einer Geldmengenexpansion dem staatlichen Sektor Einnahmen zur Verfügung zu stellen, ohne dass die Erhebung einer regulären Steuer oder die Emission von Staatsschuldverschreibungen notwendig wird. Die konkrete Ausgestaltung dieser potentiellen Finanzierungsform ist in einer Vielzahl von Ländern an bestimmte qualitative und quantitative Anforderungen geknüpft, die auch das Verbot dieser Finanzierungsform umfassen [vgl. die Ausführungen von Cukierman (1992, S. 369–395)].

In historischer Sicht erfreute sich die direkte Finanzierung der regulären staatlichen Ausgaben durch die Notenpresse der Zentralbank besonderer Beliebtheit.<sup>32</sup> Generell ist in Ländern mit einem engen (d. h. wenig aufnahmefähigen) Kapitalmarkt eher diese Finanzierungsform zu beobachten, da beispielsweise nicht das gesamte Finanzierungsdefizit mittels Staatsschuldverschreibungen am Kapitalmarkt untergebracht werden kann.

Die fiskalischen Aspekte der Geldpolitik artikulieren sich zunächst durch die »Seigniorage« [siehe Black (1994)]. »Seigniorage revenues are defined as the amount of real resources bought by the government by means of new base money injections« [Cukierman (1992, S. 47)]. Die Wirtschaftssubjekte erhöhen somit ihre nominale Kassenhaltung, indem sie das zusätzliche Basisgeld gegen Hingabe von Realgütern erwerben. Die passive »Seigniorage« entsteht laut Schlesinger et al. (1993, S. 59, Fußnote 113) »aufgrund der Ausweitung des Geldangebotes zur Finanzierung wachsender realwirtschaftlicher Produktionsmöglichkeiten« und ist dementsprechend mit keinen inflationären Wirkungen verbunden. Vielmehr stiftet dieses so geschaffene Basisgeld den Individuen Nutzen. Der Nutzen besteht aus »... time and energy that do not need to be devoted to shopping because of the transaction-facilitating services provided by money« [McCallum (1989, S. 125/126)]. Aus historischer Sicht ist unter der passiven »Seigniorage« (die als »Seigniorage« i. e. S. zu bezeichnen ist) der Prägegewinn – d. h. die Differenz zwischen dem Nennbetrag und den Herstellungskosten des Basisgeldes – zu verstehen [siehe Black (1994), Kath (1981, S. 199/200) sowie Cezanne und Maennig (1994, S. 62/63)].

Demgegenüber ist die aktive »Seigniorage« (auch als Inflationssteuer<sup>33</sup> bezeichnet) das Ergebnis der monetären Alimentierung der Inflation, die

<sup>32</sup> Siehe zu den potentiellen Problemen dieser Finanzierungsart die Ausführungen in der Fußnote 8 des Kapitels B. Darüber hinaus kann auf die ausführliche Darlegung von Cukierman (1992) verwiesen werden.

<sup>33</sup> Eine quantitative Abschätzung des Inflationssteueraufkommens geschaltet sich als ein kompliziertes Unterfangen: »Eine Quantifizierung erfordert die Kenntnis der antizi-

mit einem höheren Schlagsatz aus dem »Münzregal« verbunden ist [vgl. hierzu Schlesinger et al. (1993, S. 58/59)].<sup>34</sup> »It has become common to regard inflation produced by the issue of fiat money as a tax on cash balances. The simplest case arises when the government is the sole issuer of money and all money is non-interest bearing. In this case, the real yield from the tax in equilibrium, when holders of cash are fully adjusted to the inflation, is typically taken to be equal to the rate of price rise times the real stock of money, which product in turn is taken as equal to the real value of the new money issued. . . The rate of price rise is the rate of tax. The real stock of money is the base of the tax« [M. Friedman (1971, S. 846)].<sup>35</sup> Jedoch muß zwischen »Seigniorage« und Inflationssteuer nach Burda und Wyplosz (1993, S. 200) streng unterschieden werden, obgleich teilweise beide als synonym angesehen werden. Es gilt formal [vgl. Burda und Wyplosz (1993, S. 200) sowie Cukierman (1992, S. 47)]:

$$(C.31) \quad \begin{aligned} \text{»Seigniorage« } S &= \frac{dM/dt}{P} = \frac{\dot{M}}{M} \frac{M}{P} \\ \text{Inflationssteuer} &= \pi \frac{M}{P} \end{aligned}$$

Inflationssteuer und »Seigniorage« sind formal identisch, wenn die Inflationsrate  $\pi$  der Geldmengenwachstumsrate  $\dot{M}/M$  entspricht [vgl. Burda und Wyplosz (1993, S. 200)]. In Hinblick auf die Wirkung der Inflationssteuer führen Schlesinger et al. (1993, S. 49)] aus: »Der Verlust an Kaufkraft verringert für sich genommen zunächst den realen Wert der ausstehenden

---

pierten Inflationskomponente im Zinsniveau, denn erst aus der Differenz zwischen der erwarteten und der realisierten Inflationsrate kann der »Inflationssteuersatz« ermittelt werden« [Schlesinger et al. (1993, S. 50, Fußnote 91)].

<sup>34</sup> Schlesinger et al. (1993, S. 59/60) beschreiben ihre Überlegungen zur »Seigniorage« wie folgt: »Seigniorage entsteht... durch die – zusätzliche – Schaffung von Zentralbankgeld. Die Höhe der staatlichen Einnahmen aus diesem Geldschöpfungsprozeß wird... im Sinne einer »monetären« Seigniorage mit der Kaufkraft des neu geschaffenen Basisgeldes gleichsetzt. Sieht man einmal von den vergleichsweise geringen (realen) Kosten der Produktion und Bereitstellung von Zentralbankgeld ab, so ist dieses Meßkonzept unmittelbar einleuchtend im Falle der Geldschöpfung via Notenbankkredit an den Staat. Um einen exzessiven Zugriff des Fiskus auf die »Himmelskasse« vorzubeugen, erfolgt jedoch die Einschleusung des Basisgeldes in den monetären Kreislauf üblicherweise durch den Erwerb von verzinslichen Forderungsrechten seitens der Zentralbank gegenüber dem Bankensystem oder dem Ausland. Seigniorage fällt dann in Gestalt des Notenbankgewinns an.« Allerdings ist das Ausmaß der Einnahmen aus »Seigniorage« von den institutionellen Regelungen abhängig [siehe Schlesinger et al. (1993, S. 60) sowie die Ausführungen von Kath (1981) zum Gewinn der Deutschen Bundesbank].

<sup>35</sup> Keynes (1923, S. 37–60) setzt sich mit der Inflationssteuer und ihren Konsequenzen auseinander. Die Beiträge von M. Friedman (1953b, 1971), Claassen (1980, S. 323–327), Klein und Neumann (1990), Neumann (1992), Calvo (1978a), Barro (1983) sowie Kath (1981) beschäftigen sich mit der »Seigniorage« und mit der Inflationssteuer.



Staatsschuld. Werden die Besitzer von staatlichen Schuldtiteln für diesen Vermögensverlust nicht oder nur unzureichend über einen höheren Nominalzins entschädigt. . . , so wird der Staat durch den Inflationsprozeß insoweit, real betrachtet, de facto entschuldet.« Die aktive »Seigniorage« ist von der Inflationsrate abhängig. »This association reflects the fact that, other things the same, a nation's monetary authorities can increase monetary seigniorage by increasing the supply of base money relative to its demand. Because the resulting rising price level reduces the real value of the public's base money holdings, the public will demand more nominal base money balances to make up for the price-level-induced decline in its real cash balances. As a result, the price rise produces an increase in monetary seigniorage« [vgl. Neumann (1992, S. 37)]. Die Verbindung zwischen der aktiven »Seigniorage« und der Geldnachfrageseite mündet in der folgenden Gleichgewichtsbeziehung, welche die obigen Überlegungen berücksichtigt [siehe Cukierman (1992, S. 47)]:

$$(C.32) \quad S = \frac{\dot{M}}{P} = \mu L[\pi^e].$$

Hierbei repräsentiert  $L[\cdot]$  die Geldnachfragefunktion,  $\pi^e$  die erwartete Inflationsrate und  $\mu$  die Wachstumsrate des Geldangebotes. Bis zu einer kritischen Größe der erwarteten Inflationsrate  $\pi^{e*}$  ist die Geldnachfragefunktion von der erwarteten Inflationsrate positiv abhängig. Bei einer hinreichend hohen Inflationsrate verringert sich durch die Erwartungen der Marktteilnehmer die »Steuer«basis  $L[\cdot]$  stärker als die Geldmenge zunimmt, so daß die aktive »Seigniorage« abnimmt. [Siehe Cukierman (1992, S. 50/51) sowie insbesondere Neumann (1992, S. 37–39) zur empirischen Beziehung zwischen der aktiven »Seigniorage« und der Inflationsrate.]<sup>36</sup> Im Rahmen der nachfolgenden Betrachtung wird der obige funktionale Zusammenhang zwischen der Inflationsrate und der aktiven »Seigniorage« zugrundegelegt, der wiederum aus wohlfahrtsökonomischer Sicht die Frage nach der optimalen Inflationsrate impliziert, welche die aktive »Seigniorage« maximiert.

---

<sup>36</sup> Verbindungsglied zwischen den beiden Variablen ist die Geldnachfragefunktion und insbesondere die Funktion der Einkommenskreislaufgeschwindigkeit. Ein geringer Wert der Umschlagshäufigkeit des Geldes erzeugt der fiskalischen Autorität vergleichsweise hohe Einnahmen aus der Geldschöpfung und vice versa. Die Überlegungen von Friedman (1956) zur Neuformulierung der Quantitätstheorie des Geldes verdeutlichen, daß die Umschlagshäufigkeit eine inflationsabhängige Größe ist. Es existiert demnach ein positiver Effekt der Inflationsrate auf die reale Kassenhaltung dergestalt, »daß mit den steigenden Opportunitätskosten der Geldhaltung ein gegebenes Transaktionsvolumen mit weniger Einsatz an Geldvolumen abgewickelt wird. Die reale Kassenhaltung wird sich also wegen der zunehmenden „Ökonomisierung“ im Zuge einer Beschleunigung des monetären Wachstumsprozesses zurückbilden« [Schlesinger et al. (1993, S. 61)].



Mit den Einnahmen aus der aktiven »Seigniorage« (in der obigen von der Inflationsrate abhängigen Schreibweise) beziehungsweise mit der Inflationssteuer sind analog zu einer fiskalischen Mengensteuer Wohlfahrtsverluste verbunden, die durch die Inflation begründet sind [siehe Bailey (1956), Tower (1971), Claassen (1980, S. 327–330), McCallum (1989, S. 124–129) sowie vertiefend Driffill et al. (1990)]. Aus wohlfahrtsökonomischer Sicht resultiert eine erwartete Inflation in einem Inflationssteuersatz; als Folge der Inflation reduzieren die Individuen permanent ihre Realkasse. Diese Realkassenreduzierung generiert Wohlfahrtsverluste. Laut Claassen (1980, S. 328) hängt die ökonomische Interpretation dieses Wohlfahrtsverlustes davon ab, ob Basisgeld als Konsum- oder als Produktionsgut betrachtet wird. Sofern es sich gedanklich um ein Konsumgut handelt, ist der Wohlfahrtsverlust mit einem Nutzenverlust »im Sinne geringerer Liquiditätsdienste der Geldhaltung, die einen Nutzenentgang verursachen« identisch [Claassen (1980, S. 328)]. Für den anderen Fall, d. h. Basisgeld als Produktionsgut, kommt der Wohlfahrtsverlust einem Einkommensrückgang gleich, da nunmehr knappe Ressourcen (beispielsweise Arbeitszeit) nicht länger der Produktion zugeführt, sondern hin zum »Tauschbereich« umgeleitet werden. Eine quantitative formale Abschätzung der marginalen Wohlfahrtskosten der Einnahmen aus der aktiven »Seigniorage«, die sich durch eine erwartete Inflation einstellen, nimmt Marty (1976) vor.<sup>37</sup> Danach sind die marginalen Kosten von der Nominalzinselastizität der Geldnachfrage  $\kappa$ , der Inflationsrate  $\pi$  sowie dem Nominalzinssatz  $R$  abhängig. Es gilt:

$$(C.33) \quad \frac{dK_{\text{Kosten}}}{dE_{\text{Einnahmen}}} = \frac{\kappa}{1 - \kappa} \frac{\pi}{R}.$$

Aufgrund der Wohlfahrtskosten, die mit der aktiven »Seigniorage« beziehungsweise mit der Inflationssteuer verbunden sind, stellt sich aus wohlfahrtsökonomischer Sicht die Frage nach der optimalen Geldmenge. Einen maßgeblichen und zentralen Beitrag zur Beantwortung dieses Komplexes liefert Friedman (1969): Danach ist eine Deflationierung des Geldangebotes mit einer Wachstumsrate in Höhe des (herrschenden) Realzinssatzes  $r$  und damit der Kapitalproduktivität anzustreben [siehe auch die vertiefende Betrachtung von Woodford (1990)]. »The logic of this requirement is simply that it is inefficient not to satiate agents with something – in this case, real money balances – that is socially costless to produce yet provides valuable services« [McCallum (1990, S. 978)]. Die Individuen halten die optimale (reale) Geldmenge  $(M/P)^*$ , »sofern diese den pekuniären Er-

---

<sup>37</sup> Weitere Wohlfahrtskosten der Inflation stellen sich ein, wenn Unsicherheiten in bezug auf die Inflationsrate sowie die relativen Preise bestehen [siehe hierzu vertiefend Driffill et al. (1990, S. 1029–1046)].

tragssatz  $r$  abwirft. Dieser kann entweder durch eine Deflation mittels einer negativen Geldmengenwachstumsrate (Geldvernichtung) oder mittels einer Zinszahlung auf Geld verwirklicht werden« [Claassen (1980, S. 330)]. Die Überlegungen von Friedman (1969) beruhen auf einem Modellrahmen, in dem die fiskalische Autorität Zugang zu verzerrungsfreien »Lump-Sum«-Steuern hat und diese auch verwendet. Einige Modifikationen sind dementsprechend vorzunehmen, wenn lediglich verzerrende Steuern zur Verfügung stehen.

Einen ersten Beitrag liefert die Betrachtung von Phelps (1973), der aus der Existenz von verzerrenden Steuern eine Abweichung von der von Friedman (1969) postulierten Geldmengenwachstumsregel folgerte. Grundlage der Überlegung von Phelps (1973) sind die Ansätze zur optimalen Güterbesteuerung in der Tradition von Ramsey (1927). Die Einführung einer Inflationssteuer generiert zwar Wohlfahrtsverluste, allerdings führt die Anwendung der Besteuerungsregel von Ramsey (1927) zu einer Minimierung der insgesamt durch die Besteuerung eintretenden Wohlfahrtsverluste. Phelps (1973, S. 82) zieht den Schluß: »[If], as is so often maintained, the demand for money is highly interest-elastic, then liquidity is an attractive candidate for heavy taxation – at least from the standpoint of monetary and fiscal efficiency.«<sup>38</sup> Die Überlegungen von Phelps (1973) artikulieren sich demnach in einer positiven Inflationsrate und damit in einer höheren Wachstumsrate des Geldangebotes im Vergleich zu den Ausführungen von Friedman (1969). Eine Erweiterung dieser statischen Sicht eröffnet sich durch die Überlegungen von Barro (1979) zum »Tax-Smoothing«-Ansatz, wonach auch auf das Besteuerungsobjekt »Real-Money-Balances« beziehungsweise Basisgeld wohlfahrtsökonomische Optimierungskalküle anwendbar sind, die sich auf eine intertemporale Minimierung der Wohlfahrtsverluste verzerrender Steuern beziehen. Ansatzpunkt dieser Betrachtung ist die Unterstellung eines gegebenen Pfades der staatlichen Ausgaben. Die Schaffung von Basisgeld in Form der aktiven »Seigniorage« (und damit durch Inflation) eröffnet dem staatlichen (fiskalischen) Sektor eine zusätzliche Einnahmenquelle [vgl. McCallum (1989, S. 128)]. Diese erzeugt den Haushalten Nutzen in Gestalt eines reduzierten Steuersatzes bei konstanten staatlichen Ausgaben, aber auch Kosten infolge der Inflation, welche die Realkasse der

---

<sup>38</sup> Voraussetzung für die Ableitung dieses Ergebnisses auf Grundlage der Besteuerungsregel von Ramsey (1927) ist jedoch die äußerst strenge Annahme, daß *alle* betrachteten Güter, die der Besteuerung unterliegen, Substitute sind, »i. e. that the demand for each good be a decreasing function of its own price and an increasing function of the prices of all other goods« [Woodford (1990, S. 1088)]. Darüber hinaus abstrahiert Phelps (1973) in seiner Interpretation und Ableitung einer positiven Inflationsrate von den Kreuzpreiseffekten.

Haushalte (mit den hiermit verbundenen Wohlfahrtsverlusten) verringert [siehe McCallum (1989, S. 128/129)].

Mankiw (1987) berücksichtigt in seinem »Revenue-Smoothing«-Modell die aktive »Seigniorage« neben den regulären Steuereinnahmen als Finanzierungsquelle der regulären staatlichen Ausgaben. Mit diesem Modellrahmen ist die Unterstellung verbunden, daß zwischen der Zentralbank und der fiskalischen Autorität die Politikmaßnahmen koordiniert werden können, wobei die Initiative eindeutig von der fiskalischen Institution ausgeht. [Siehe die mit diesem Ansatz verbundenen Probleme bei Dwyer (1982, 1985) sowie insbesondere Cukierman (1992)]. In Analogie zur Ermittlung der Wohlfahrtsverluste im Zusammenhang mit der Steuer auf das Arbeitseinkommen, kann für den Fall der aktiven »Seigniorage« der funktionale Ausdruck  $H_t = h(\pi_t)Y_t$  für die Wohlfahrtsverluste verwendet werden. Damit setzt sich die intertemporale Verlustfunktion wie folgt zusammen [siehe Mankiw (1987, S. 330)]:

$$\begin{aligned}
 \text{(C.34)} \quad Z &= \sum_{t=1}^{\infty} [Z_t + H_t](1+r)^{-t} \\
 &= \sum_{t=1}^{\infty} Y_t [f(\tau_t) + h(\pi_t)](1+r)^{-t}.
 \end{aligned}$$

Die Implementierung des »Revenue-Smoothing«-Ansatzes durch den wohlwollenden Diktator erfordert die Beachtung dreier Bedingungen zur Wohlfahrtsmaximierung [siehe Cukierman (1992, S. 130)]. Erstens: Die optimale intertemporale Allokation der regulären Steuereinnahmen ist durch die Gleichheit der marginalen Kosten der Besteuerung für alle Perioden gewährleistet. Zweitens: Die optimale intertemporale Allokation der aktiven »Seigniorage« ist analog zum ersten Punkt durch die Gleichheit der marginalen sozialen Kosten in allen Perioden erfüllt. Drittens: Die intratemporale optimale Allokation für jede der Perioden ist durch Gleichsetzung der marginalen Steuererhebungskosten mit den marginalen Erhebungskosten der aktiven »Seigniorage« erreicht.

Obige Ausführungen haben einen positiven Einfluß der Inflationsrate auf die Einnahmen aus aktiver »Seigniorage« unterstellt. Damit kann eine positive Korrelation zwischen der Inflationsrate und den regulären (relativen) Steuereinnahmen gefolgert werden. Langfristig antizipieren die Marktteilnehmer die Inflationsrate in den Nominalzinsen, so daß die Nominalzinsen ebenfalls mit den Steuereinnahmen positiv korrelieren. Darüber hinaus besteht eine positive Beziehung zwischen den Nominalzinsen und den staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter. Bei einer permanenten Ver-

änderung der staatlichen Ausgaben sind folglich sowohl die Steuersätze als auch die Wachstumsrate des Geldangebotes zu ändern; die Veränderung der Geldangebotswachstumsrate hat Auswirkungen auf die Inflationsrate, auf die aktive »Seigniorage« und letztendlich auch auf die Nominalzinsen.

Aus dem Ansatz der optimalen »Seigniorage« läßt sich daher eine positive Beziehung zwischen den Nominalzinsen und dem Haushaltsdefizit folgern; die effiziente Allokation der verschiedenen Einnahmenquellen impliziert, daß die Einnahmen aus aktiver »Seigniorage« der heutigen Periode zu den Steuereinnahmen zukünftiger Perioden und hierüber zum Budgetdefizit in Beziehung gesetzt werden können.

Die optimale aktive »Seigniorage« ist aus der Sicht von Mankiw und Miron (1990) charakterisiert durch den Umstand, daß die Nominalzinsen als Opportunitätskosten der Geldhaltung geglättet werden müssen. Analoge Überlegungen werden von Barro (1989d) angestellt: Im Rahmen seines Modelles werden die Nominalzinsen als Steuersatz auf das Gut »Geld« angesehen und hieraus die Glättung der Nominalzinsen abgeleitet. Darüber hinaus ist die Zentralbank lediglich in der Lage, mittels der Inflationsrate (über eine entsprechende Gestaltung der Geldpolitik) die Nominalzinsen zu beeinflussen, während die erwartete Realverzinsung exogen bezüglich der Geldpolitik ist – also nicht der Kontrolle der Zentralbank unterliegt. Im Gegensatz hierzu gelangen Cukierman (1992, S. 132) sowie Mankiw (1987) zu einer positiven Beziehung zwischen den Nominalzinsen auf der einen Seite und den relativen Steuereinnahmen, Haushaltsdefiziten und staatlichen Ausgaben auf der anderen Seite. Diese Sicht korrespondiert mit der Glättung der Einnahmen aus aktiver »Seigniorage«.

Die Analyse von Chari et al. (1991) gelangt – in Hinblick auf die Implikationen für die Geldpolitik im Rahmen wohlfahrtsökonomischer Überlegungen der Einnahmenerzielung – zum Ergebnis, daß bei verzerrenden Steuern die Friedmansche Geldregel optimal ist, wonach ein Nominalzinsatz in Höhe von null zu realisieren ist und folglich in der deterministischen Version eine Deflationierung in Höhe der Zeitpräferenzrate zu erfolgen hat [siehe vertiefend Friedman (1969)]. Dieser Ansatz steht damit im Widerspruch zu den Überlegungen von Phelps (1973), der die Verfolgung der Friedmanschen Geldregel für diesen Fall als nicht optimal ansieht. Chari et al. (1991, S. 520) begründen ihre abweichende Erkenntnis wie folgt: »In our model, deviating from the Friedman rule amounts to taxing a subset of consumption goods, called *cash goods*, at a higher rate than other consumption goods. Optimality requires that all types of consumption goods be taxed at the same rate; thus, optimality requires following the Friedman rule.« In schlechten Zeiten (gekennzeichnet durch unterdurchschnittliche Technologieschocks oder überdurchschnittliche staatliche Ausgaben)

nimmt der wohlwollende Diktator eine Inflationierung vor, während in guten Zeiten die Deflationierung optimal ist. Diese Geldpolitik weist den in Nominalwerten ausgegebenen Staatsschuldverschreibungen die Rolle der Schockabsorption zu.

Gegenstand der Betrachtung von Cooley und Hansen (1992) sind die Wohlfahrtsverluste, welche durch die Verwendung verschiedener Steuern zwecks der Finanzierung eines gegebenen exogenen Pfades der staatlichen Ausgaben hervorgerufen werden. Zur quantitativen Erfassung dieser Wohlfahrtsverluste verwenden Cooley und Hansen (1992) ein neoklassisches Wachstumsmodell mit identischen, unendlich lange lebenden Individuen. (Hierbei wird eine künstliche neoklassische monetäre Volkswirtschaft modelliert, welche die wesentlichen Charakteristika der Vereinigten Staaten aufweist.) Von Unsicherheit wird abgesehen, so daß die Individuen über perfekte Voraussicht verfügen. Zur Finanzierung der staatlichen Ausgaben kann der allwissende, wohlwollende Diktator unterschiedliche Steuerinstrumente einsetzen: Neben einer Steuer auf das Arbeitseinkommen steht die Besteuerung des Konsumes und des Kapitaleinkommens sowie eine Besteuerung der Geldhaltung zur Verfügung.<sup>39</sup> Die intertemporale Budgetbeschränkung ist einzuhalten, so daß durch die Verwendung von Steuern oder Staatsschuldverschreibungen eine Identität zwischen dem Gegenwartswert der staatlichen Ausgaben und der staatlichen Einnahmen besteht.

Ziel des Ansatzes von Cooley und Hansen (1992) ist die Ableitung der Wohlfahrtsverluste verschiedener Finanzierungsformen bei gegebenen staatlichen Ausgaben. »We capture the magnitude of the pure distortions associated with alternative taxes by computing the percentage change in consumption required to give agents in an economy where government spending is financed with distorting taxes the same utility level they would receive if lump sum taxes were used« [Cooley und Hansen (1992, S. 291)]. Als Referenzmodell in bezug auf die fiskalischen Bedingungen dient die aktuelle (durchschnittliche) Situation in den Vereinigten Staaten: So unterstellen Cooley und Hansen (1992, S. 302/303) eine Inflationsrate von null, einen Steuersatz auf das Arbeitseinkommen in Höhe von 23%, einen Steuersatz auf das Kapitaleinkommen von 50% sowie die Abwesenheit einer Konsumsteuer. Die Berechnung der Abweichungen – im Sinne einer

---

<sup>39</sup> Grundlage des Modelles von Cooley und Hansen (1992) ist das »Cash-in-Advance«-Modell von Lucas und Stokey (1983). Konstituierendes Merkmal ist die Unterscheidung zwischen »Cash-Goods« und »Credit-Goods«. »Cash-Goods« können ausschließlich durch Basisgeld erworben werden. Nutzen stiften damit dem Individuum Freizeit, »Cash-Goods« und »Credit-Goods«. Hieraus folgt aus theoretischer Sicht eine Unterscheidung zwischen einer Konsum- und einer Inflationssteuer; beide verzerren die Konsum-Freizeit-Entscheidung, während die Inflationssteuer noch zusätzlich die Allokationsentscheidung zwischen dem »Cash-Good« und dem »Credit-Good« verzerrt.

veränderten Steuerstruktur – von dieser Referenzsituation sowie die damit verbundenen Konsequenzen für die Wohlfahrt, ist der zentrale Aspekt der quantitativen Analyse von Cooley und Hansen (1992).

Die Simulationsergebnisse lassen den Schluß zu, daß der Ersatz der Steuer auf das Arbeitseinkommen durch eine Inflationssteuer oder eine Konsumsteuer lediglich geringe Wohlfahrtszuwächse verursacht. Dahingegen ist die Abschaffung der Steuer auf das Kapitaleinkommen durch erhebliche Wohlfahrtszuwächse charakterisiert; Konsum- und Inflationssteuer schneiden ähnlich gut ab und sind tendenziell effektiver als eine zusätzliche Besteuerung des Arbeitseinkommens. Damit erhält die Forderung nach Abwesenheit einer Steuer auf das Kapitaleinkommen Bestätigung.<sup>40</sup>

Die Analyse von Chari et al. (1996) konzentriert sich auf die Geldmengenregel von Friedman (1969) unter Beachtung eines Steuersystemes, welches dem wohlwollenden Diktator lediglich verzerrende Steuern zur Verfügung stellt. Damit wird implizit auf die Frage der optimalen Besteuerung unter Einbeziehung des Gutes »Basisgeld« eingegangen. Grundlage ihrer Betrachtung sind drei verschiedene geldtheoretische Modellrahmen (das »Cash-Credit«-Modell, das »Money-in-the-Utility-Function«-Modell sowie das »Shopping-Time«-Modell). Ziel der Analyse von Chari et al. (1996) ist die Herleitung der Bedingungen, unter denen die Geldmengenregel von Friedman (1969) aus wohlfahrtsökonomischer Sicht optimal ist. Zunächst setzen Chari et al. (1996) bei der weitverbreiteten Ansicht an, wonach für den Fall, daß »Basisgeld« als Endprodukt angesehen werden kann, die Friedmansche Geldmengenregel nicht optimal ist. Sollte darüber hinaus die Geldnachfrage zinsunelastisch sein, müßte »Basisgeld« mit einem hohen Steuersatz belastet werden [vgl. Phelps (1973)]. Zur Widerlegung dieser Ansichten verwenden Chari et al. (1996) das »Money-in-the-Utility-Function«-Modell. Chari et al. (1996, S. 204) gelangen zum Ergebnis, daß die Friedmansche Geldmengenregel optimal ist, »if the consumer's preferences are homothetic in money and the consumption good and weakly separable in leisure. These conditions are consistent with elasticities for the money demand function, which range from zero to infinity.« Chari et al. (1996) zeigen darüber hinaus, daß in allen drei monetären Modellrahmen die Geldmengenregel von Friedman (1969) unter ähnlichen Bedingungen

---

<sup>40</sup> Cooley und Hansen (1992) führen zusätzlich noch eine dynamische Betrachtung durch, indem die Wohlfahrtseffekte ermittelt werden, die mit dem Übergang zwischen verschiedenen Steuerstrukturen verbunden sind. In der Regel sind mit veränderten Steuersätzen auch ökonomische Anpassungen verbunden, die ihrerseits zu Wohlfahrtsverlusten führen. Für den Fall einer Abschaffung der Kapitaleinkommensteuer und der Einführung einer Konsumsteuer sind die entsprechenden Wohlfahrtsverluste am geringsten. Im Vergleich zur Referenzsituation (mit Wohlfahrtskosten in Höhe von 13,299% vom »Gross-National-Product.«) stellen sich Wohlfahrtsverluste in Höhe von 10,532% ein.



optimal ist. Diese Bedingungen beziehen sich auf eine homothetische Nutzenfunktion in bezug auf »Basisgeld« und den Konsum sowie auf eine schwache separierbare Freizeit. Diese Bedingungen von Chari et al. (1996) stehen in enger Beziehung zu denjenigen Bedingungen, die in der optimalen (zweitbesten) Besteuerungstheorie als Voraussetzung für die Optimalität einer gleichmäßigen Besteuerung benötigt werden [vgl. Chari et al. (1996, S. 205)].

*c) Erkenntnisse und Implikationen der  
»Tax-Smoothing-across-State-of-Nature«-Ansätze*

Eine Erweiterung des intertemporalen »Tax-Smoothing« erschließt sich dem wohlwollenden Diktator durch die Existenz weiterer Anknüpfungspunkte der Besteuerung. Auf der Grundlage der vorangegangenen »Tax-Smoothing-across-State-of-Nature«-Ansätze lassen sich folgende Schlussfolgerungen für die staatliche Einnahmenerzielung ziehen:

1. Die Politikempfehlungen der verschiedenen »Tax-Smoothing-across-States-of-Nature«-Ansätzen hinsichtlich der steuerlichen Behandlung des Produktionsfaktors »Kapital« manifestieren sich in optimalen kontingenten Politikmaßnahmen, die sich durch eine Unbestimmtheit der konkreten Umsetzung auszeichnet, da »... contingencies can be incorporated in many welfare equivalent ways« [Alesina und Tabellini (1992, S. 339)]. Prinzipiell sollte zwar der Erwartungswert des entsprechenden Steuersatzes den Wert null annehmen. Zusätzlich muß der Kapitaleinkommensteuersatz aber über eine hohe Varianz verfügen, um so den Finanzierungsanforderungen infolge von Innovationen in den regulären staatlichen Ausgaben nachkommen zu können. Die Besteuerung des Kapitaleinkommens ist demnach als Puffer zum Auffangen der temporären Schocks anzusehen. Folglich sind daher sowohl diese Art der Besteuerung als auch die Emission von Staatsschuldverschreibungen geeignet, temporäre Finanzierungslücken infolge schwankender regulärer Steuer (auf das Arbeitseinkommen oder auf die Konsumgüter) wie schwankender staatlicher Ausgaben für Kollektivgüter auszugleichen. Beide Maßnahmen sind demnach in bezug auf die Einnahmenerzielung als äquivalent anzusehen. Eine Anpassung des Steuersatzes auf das Arbeitseinkommen (oder des Steuersatzes auf das aggregierte Konsumgut) erübrigt sich hierdurch. Allerdings erschwert die Vielzahl der potentiellen optimalen Fiskalpolitiken die konkrete Auswahl, obgleich durch die Vielzahl erst die Grundlage für eine erfolgversprechende Schockabsorption gelegt wird. Aus ökonomischer Sicht sollte prinzipiell eine einfache Lösung vorgezogen werden. Dieses Argument



präferiert die öffentlichen Schulden als Instrument zur Absorption von Schocks. Daneben sind die verzerrenden Wirkungen einer Besteuerung des Faktors Kapital nicht zu vernachlässigen [vgl. die ausführliche Darstellung bei Sinn (1987)]. Aus der Sicht von Bohn (1994) hängt das Unbestimmtheitsergebnis, welches sich beispielsweise in den Beiträgen von Chari et al. (1991, 1994) sowie Zhu (1992) artikuliert, von den Investitionsmöglichkeiten ab, die den privaten Agenten zur Verfügung stehen. »If there are many different capital goods and technologies with different patterns of payoffs in different states of nature, differences in capital income tax rate in different states of nature will create incentives to invest in those technologies that have high payoffs in states with relatively low tax rates. Optimal state-contingent capital income tax rates are therefore tied down by incentive constraints in many dimensions« [Bohn (1994, S. 134)]. Allerdings dürfte bei dieser Sichtweise eine Verzerrung der Investitionsentscheidung nicht ausbleiben. Zusätzlich entfällt bei einer erheblichen Einschränkung des Sets für optimale zustandsabhängige Kapitalsteuersätze dieses Instrument als budgetärer Schockabsorber [vgl. Bohn (1994, S. 135)]. Damit kommt wiederum den öffentlichen Schulden im Rahmen dieser Argumentationskette eine herausragende Aufgabe zu. Durch die Öffnung der Volkswirtschaft und die Einbeziehung der Kapitalmobilität verändern sich die Ergebnisse nicht wesentlich [vgl. Correia (1996)].

2. Die Einbeziehung von Basisgeld (»High-Powered-Money«) in die Betrachtung begründet nach Mankiw (1987) eine optimale Inflationsrate und damit eine Bestätigung der Überlegungen von Phelps (1973), der frühzeitig die Inflationssteuer als Instrument der Minimierung der Wohlfahrtsverluste empfahl. [Siehe auch die Simulationsuntersuchung von Braun (1994), wonach eine Inflationsrate zwischen 1% und 6% optimal ist.] Grundlage dieser Schlußfolgerung ist die Kombination der Überlegungen zur optimalen Güterbesteuerung in der Tradition von Ramsey (1927) und dem intertemporalen »Tax-Smoothing«-Ansatz von Barro (1979). Die Inflationsrate ist hierbei mit den Steuersätzen des »Tax-Smoothing«-Ansatzes derart verbunden, daß sowohl in intertemporaler als auch in intratemporaler Hinsicht eine Minimierung der Wohlfahrtsverluste durch den wohlwollenden Diktator verfolgt werden kann. Allerdings müssen auch die marginalen Kosten berücksichtigt werden, die mit einer Steuer auf Basisgeld verbunden sind. [Dotsey und Ireland (1996) betrachten die Wohlfahrtskosten der Inflation auf der Basis eines »General-Equilibrium«-Ansatzes; insgesamt belaufen sich die Wohlfahrtskosten einer Inflationsrate von 4% für die Vereinigten Staaten auf 0,41% beziehungsweise 1% des Outputs und sind demnach nicht irrelevant.] Die Untersuchungen von Marty (1976) so-

wie von Barro und Fischer (1976) gelangen zum Ergebnis, daß diese recht hoch sind [siehe auch den Überblick von Driffill et al. (1990, S. 1046–1061)]. Barro und Fischer (1976, S. 146) folgern daher, daß »... while the Phelps proposition that inflationary finance should be chosen as part of the optimal public finance package is incontestable in principle, it may be that, quantitatively, this argument would not lead to the choice of very much monetary expansion (and would likely lead to a negative rate of inflation).« Darüber hinaus ist nicht sicher, ob die besteuerten Güter überhaupt Substitute darstellen [vgl. Woodford (1990, S. 1088)]. Die Betrachtung von Chari et al. (1991) bestätigt dagegen die Überlegungen von Friedman (1969) hinsichtlich der Verwendung einer konstanten Wachstumsrate des Geldangebotes. [Siehe auch die Ausführungen von Woodford (1990, S. 1087–1092) in Hinblick auf die Auswirkungen der Abwesenheit von verzerrungsfreien »Lump-Sum«-Steuern.] Lucas und Stokey (1983, S. 82) gelangen im Rahmen ihres »Cash-in-Advance«-Modelles ebenfalls zu einer Ablehnung der Ergebnisse von Phelps (1973): »[Our model] leads... to a substantial difference with Phelps's argument that 'liquidity' should be viewed as an *additional* good, with a presumption that an efficient tax program involves a positive inflation tax. In our framework, 'liquidity' (currency balances) is not a good, but rather the *means* to the acquisition of a subset of ordinary consumption goods. If one wishes to tax this subset at a higher rate than goods generally, the inflation tax is a means for doing so, but a positive interest-elasticity of money demand is clearly not sufficient to make this case.« Kimbrough (1986a, 1986b) sieht Basisgeld als ein »Intermediate-Good« an, welches aus der Sicht der Theorie der optimalen Güterbesteuerung *nicht* der Besteuerung unterliegen sollte. [Siehe auch Chari et al. (1996), die eine enge Beziehung zwischen der »Intermediate-Good«-Eigenschaft des Gutes »Basisgeld« und der Optimalität der Geldmengenregel von Friedman (1969) herleiten.] Insgesamt überwiegen damit aus wohlfahrtsökonomischer Sicht die Zweifel an einer positiven Inflationsrate im Sinne von Phelps (1973). Die Generierung einer positiven Inflationsrate mit dem Zweck der Schaffung von Einnahmen ist dementsprechend aus wohlfahrtsökonomischer Sicht nicht sinnvoll.

Die vorangegangenen Überlegungen wirken sich unmittelbar auf das an dieser Stelle interessante Instrument der öffentlichen Verschuldung aus. Prinzipiell sind demnach lediglich Budgetdefizite als ein temporäres Einnahmementrum zu verwenden. Sowohl die Besteuerung des Kapitaleinkommens als auch eine Steuer auf »Real-Money-Balances« sind zu unterlassen.

### 3. Der »Tax-Smoothing«-Ansatz zur Erklärung der Entwicklung der Budgetdefizite auf der Basis wohlfahrtsmaximierender Politiker

Die diversen Ansätze der »Tax-Smoothing«-Hypothese sind motiviert durch die wohlfahrtsökonomisch begründete Maximierung der gesamtgesellschaftlichen Wohlfahrt. Zentraler Aspekt ihrer normativen Ausprägung ist die Vorstellung, daß bei Abwesenheit der wohlfahrtsoptimalen – da die relativen Preise nicht verzerrenden – Kopfsteuer, der Einsatz anderer Steuern zwangsläufig in Wohlfahrtsverlusten und damit Nutzeneinbußen für die Individuen mündet. Die auf der statischen Optimierung in der Tradition von Ramsey (1927) aufbauende dynamische Theorie optimaler Besteuerung sieht daher die Minimierung der Wohlfahrtsverluste als wohlfahrtsökonomisch fundiertes Ziel des allwissenden, wohlwollenden Diktators an. (Analog zum statischen Ansatz liegt also ein »Second-Best«-Problem vor, da Wohlfahrtsverluste unausweichlich sind.)

Die herausragende Erkenntnis dieser wohlfahrtsökonomisch fundierten Theorie optimaler Budgetdefizite manifestiert sich in der Forderung nach (annähernd) konstanten Steuersätzen (auf das Arbeitseinkommen oder auf das aggregierte Konsumgut)<sup>41</sup> bei Einhaltung der intertemporalen Budgetbeschränkung. Letztere setzt den Gegenwartswert der staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter zuzüglich dem anfänglichen Bestand an Staatsschuldverschreibungen dem Gegenwartswert der regulären Steuereinnahmen gleich. Die Festlegung des Steuersatzes ist derart vorzunehmen, daß die intertemporale Budgetbeschränkung erfüllt ist. Entscheidend für die Steuersatzsetzung sind (1) der permanente Wert der staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter und Transfers sowie (2) der permanente Wert der potentiellen Besteuerungsbasis, d. h. der permanente Wert des Outputs.

---

<sup>41</sup> Kingston (1991) analysiert die notwendigen und hinreichenden Bedingungen, unter denen konstante marginale Steuersätze optimal sind. Hierzu werden dem Risiko widerstrebende Konsumenten unterstellt; zur Produktion werden sowohl Kapital als auch der Faktor Arbeit verwendet. Als weitere zentrale Elemente finden Verwendung: »[T]he government in my model is permitted direct control over the net ex post return on its debt, yet is constrained to treat the private marginal utility of wealth as a pseudo state variable from the day one of its dynamic optimal taxation program. It is these two features that open the way to simple and intuitive conditions for tax smoothing« [Kingston (1991, S. 911)]. Für den Fall einer Einkommensteuer gelangt Kingston (1991) zur Erkenntnis, daß eine konstante Elastizität des Arbeitsangebotes sowie konstante relative Risikoaversion notwendig sind für konstante marginale Steuersätze. Bei einer Kapitalsteuer sind sowohl »Perfect-Foresight«-Erwartungen als auch konstante relative Risikoaversion notwendig. Hier äußert sich die intertemporale Gleichheit allerdings erst nach der ersten Periode: Ab der zweiten Periode beträgt der Steuersatz 0%.

Bei temporären Veränderungen dieser beiden ökonomischen Variablen, welche den permanenten Wert unverändert lassen, bleibt der Steuersatz konstant und der wohlwollende Diktator realisiert Defizite oder einen Budgetüberschuß in Abhängigkeit von der ökonomischen Situation. Bei einer Variation der permanenten Größen ist dahingegen der Steuersatz anzupassen. Da die sich auf das permanente Niveau auswirkenden Informationen in der Regel nicht prognostizieren lassen, sind die Steuersätze durch einen »Martingale«-Prozeß charakterisiert.

Gleichwohl kann auf der Basis von Erwartungswerten in ähnlicher Weise eine Beziehung zwischen den Budgetdefiziten auf der einen Seite und den beiden ökonomischen Variablen auf der anderen Seite abgeleitet werden. Wiederum ist die Unterscheidung zwischen permanenten und temporären Variationen relevant für die Verwendung von Defiziten. Prinzipiell dienen daher die Haushaltsdefizite als Schockabsorber, und ein optimaler Pfad ist das Ergebnis der Intention nach intertemporaler Minimierung der Überschußbelastung. In ähnlicher Art und Weise läßt sich auch die Besteuerung des Kapitaleinkommens interpretieren. Generell sollte der hierauf bezogene Steuersatz einen Erwartungswert von null annehmen, um keine Allokationsverzerrungen hinsichtlich der Investitionen zu induzieren. Daher ist diese Steuer ebenfalls geeignet über temporäre Finanzierungslücken hinwegzuhelfen. Die vielfältigen theoretischen Ansätze gelangen allerdings im Vergleich zur »Tax-Smoothing«-Hypothese optimaler Budgetdefizite zu weniger konkreten Aussagen bezüglich der steuerlichen Ausgestaltung der Kapitaleinkommensteuersätze. Begründet ist dieser Umstand durch sensitive Parameterschätzungen für den Steuersatz infolge veränderter Rahmenbedingungen – so beispielsweise in bezug auf die unterstellte Nutzenfunktion. Das heißt, die Steuersatzregeln bezüglich der Kapitaleinkünfte sind nicht robust.

Aus positiver Sicht ist die »Tax-Smoothing«-Hypothese dahingehend zu interpretieren, daß der allwissende, wohlwollende Diktator als perfekter Agent der Gesamtbevölkerung agiert. Sein Ziel ist wiederum die Minimierung der Wohlfahrtsverluste. Der wohlwollende Diktator setzt demnach die Budgetdefizite einzig und allein zur Steigerung der Wohlfahrt ein. Falls der wohlwollende Diktator sich ausschließlich am »Tax-Smoothing«-Ansatz orientiert, müßten die beobachtbaren – tatsächlich realisierten – Defizite mit dem zugrundeliegenden theoretischen Ansatz konform sein. Inwieweit diese Hypothese zutrifft, ist ein empirisches Problem. Der nächste Abschnitt II stellt einige ökonometrische Studien vor, welche zur Beantwortung dieses Problems herangezogen werden können.

## II. Empirische Ansätze zur Überprüfung der »Tax-Smoothing«-Hypothese optimaler Budgetdefizite

Für die weitere Betrachtung soll die Hypothese unterstellt werden, daß sich der wohlwollende Diktator bei der Realisierung der Budgetdefizite am »Tax-Smoothing«-Ansatz orientiert. Bei der Entscheidung bezüglich des Einsatzes von Defiziten haben somit ausschließlich ökonomische Gegebenheiten ihren Niederschlag gefunden, die mit dem »Tax-Smoothing«-Ansatz konform sind.

Es ist daher zu überprüfen, ob die Defizite von den politischen Entscheidungsträgern in einer Art und Weise eingesetzt wurden, welche durch die wohlfahrtsökonomische Zielsetzung der intertemporalen Minimierung der Überschußbelastung motiviert ist, die dem »Tax-Smoothing«-Ansatz zugrundeliegt. Im Rahmen der nachfolgenden Beschreibung der diversen ökonomischen Studien sind sowohl verschiedene Ansatzpunkte der Überprüfung denkbar – Erklärung der Budgetdefizite versus Determination der Steuersätze – als auch unterschiedliche ökonomische Methoden.

Aus der Sicht von Barro (1979, S. 954) bietet sich zur direkten empirischen Überprüfung an, die Konstanz des Verhältnisses zwischen regulären Steuereinnahmen und Output (oder Volkseinkommen) zu untersuchen. »Since changes in this ratio should then reflect only new information about the time path of government expenditures, etc., the theory has the implication that changes in tax rates should be unpredictable from knowledge of any lagged variables, including prior changes in rates« [Barro (1979, S. 954)]. Stattdessen besteht ebenfalls die Möglichkeit der Verwendung einer strukturellen Gleichung zur Bestimmung der Veränderungen der Haushaltsdefizite.

Abschnitt 1 faßt Ansätze auf der Basis der Budgetdefizite und der Steuersätze zusammen. Die empirische Überprüfung der »Tax-Smoothing«-Hypothese erfolgt hier durch Formulierung von testbaren Thesen bezüglich der Entwicklung der Steuersätze sowie durch eine strukturelle Festlegung der Defizite unter Beachtung einiger ökonomischer Variablen. Abschnitt 2 erweitert den empirischen Untersuchungsgegenstand durch Einbeziehung der aktiven »Seigniorage«; im Mittelpunkt steht der »Revenue-Smoothing«-Ansatz. Im Rahmen des Abschnittes 3 wird die intertemporale Budgetbeschränkung direkt bei den empirischen Untersuchungen einbezogen. Die vielen möglichen Pfade der Steuersätze und damit der Budgetdefizite, die mit einer Glättung der Steuersätze konform sind, müssen nicht notwendigerweise der intertemporalen Budgetbeschränkung genügen.

Daher berücksichtigt dieser Abschnitt implizit lediglich die Steuersatzpfade, die mit der intertemporalen Budgetbeschränkung konform sind. Abschnitt 4 faßt die empirischen Erkenntnisse zusammen und zieht einen Schluß, ob sich die Entwicklung der Budgetdefizite und damit das Verhalten der politischen Entscheidungsträger durch diesen theoretischen Ansatz erklären läßt.

### 1. Optimale Budgetdefizite und Steuersätze

Grundlage der empirischen Überprüfung des »Tax-Smoothing«-Ansatzes können sowohl Budgetdefizite als auch (Einkommens-) Steuersätze sein. Im Rahmen einer Erklärung der Haushaltsdefizite haben sich durch die theoretische Behandlung verschiedene ökonomische Variablen identifizieren lassen, die einen positiven Einfluß auf die Defizite aufweisen. Abschnitt a) stellt verschiedene Ansätze zur empirischen Überprüfung dieser Beziehung dar. Eine alternative empirische Modellierungsstrategie eröffnet sich durch die Untersuchung der Zeitreiheneigenschaften der Steuersätze. Daneben kann auch ein strukturelles Modell bezüglich der Steuersätze überprüft werden. Die Analyse der Steuersätze ist Gegenstand des Abschnittes b).

#### *a) Strukturelle Determination der Budgetdefizite*

Die »Tax-Smoothing«-Hypothese in der Interpretation von Barro (1979) manifestiert sich in konkreten Aussagen, von welchen ökonomischen Variablen die Budgetdefizite und damit die Entwicklung der öffentlichen Schulden abhängt. Die theoretischen Ausführungen zur »Tax-Smoothing«-Hypothese im Abschnitt C.I lassen den Schluß zu, daß primär drei Variablen einen Einfluß auf die Haushaltsdefizite ausüben:

1. Die Inflationsrate  $\pi$ .
2. Die Abweichung der tatsächlich realisierten staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter  $G_t$  vom Normalniveau  $G_t'$  unter Berücksichtigung des entsprechenden Preisniveaus  $P_t$ , d. h.  $P_t[G_t - G_t']$ .
3. Die Abweichung des tatsächlich realisierten Outputs  $Y_t$  vom Normalniveau  $Y_t'$  unter Berücksichtigung der gesamten nominalen staatlichen Ausgaben  $(P_t G_t' + r B_t')$ , d. h.  $\log(Y_t/Y_t')(P_t G_t' + r B_t')$ .

Das von Barro (1979, S. 954–969) verwendete ökonometrische Modell – welches die Wachstumsrate der öffentlichen Schulden erklärt – läßt sich

unter Beachtung der aufgeführten ökonomischen Variablen wie folgt formulieren:

$$(C.35) \quad \log \frac{B_t}{B_{t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \pi + \alpha_2 \left( P_t \left( \frac{G_t - G'_t}{B'_t} \right) \right) - \alpha_3 \left( \left( \log \frac{Y_t}{Y'_t} \right) \left( \frac{P_t G'_t + r B'_t}{B'_t} \right) \right) + \epsilon_t$$

Die Hypothesen hinsichtlich der Koeffizientenwerte des Regressionsmodells lauten [siehe Barro (1979, S. 955)]:

- $\alpha_0$ : Sofern der Output als auch die staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter mit der gleichen Rate zunehmen, entspricht dieser Koeffizient dieser Wachstumsrate. Sollten dahingegen über eine gewisse Zeitspanne die staatlichen Ausgaben stärker wachsen, reduziert sich der Koeffizientenwert.
- $\alpha_1$ : Die antizipierte Inflationsrate  $\pi$  hat einen »Eins-zu-Eins«-Effekt auf die Wachstumsrate der öffentlichen Schulden, daher sollte dieser Parameter aus theoretischer Sicht den Wert eins annehmen.
- $\alpha_2$ : Sofern die Abweichung der tatsächlichen regulären staatlichen Ausgaben vom Normalniveau ausschließlich kurzfristiger Natur sein sollte, ist aus theoretischer Sicht ein Parameterwert von eins zu erwarten. Da aber bereits im Rahmen der theoretischen Darlegung die Relevanz der Dauer der Störung beschrieben wurde, spiegelt dieser Koeffizient die Persistenz der Abweichung ebenfalls wieder. Folglich ist ein Parameter knapp unterhalb von eins zu erwarten.
- $\alpha_3$ : In Analogie zum vorherigen Punkt ist hier ebenfalls ein Koeffizientenwert knapp unter eins zu erwarten.

Barro (1979) testet sodann auf der Grundlage des obigen Regressionsmodells die »Tax-Smoothing«-Hypothese für die Vereinigten Staaten unter Verwendung von Jahresdaten über den Zeitraum von 1922 bis 1976 mit einem Schwerpunkt auf der Zeit von 1948 bis 1976.<sup>42</sup> Der die Wachstumseffekte des Outputs repräsentierende  $\alpha_0$ -Koeffizient weist Werte von  $-0,011$  bis  $0,015$  auf, wobei diese in der Regel statistisch nicht signifikant

<sup>42</sup> Ein Teil der Schätzungen beschränkt sich auf einen Zeitraum, der die Jahre von 1922 bis 1947 umfaßt. Die Anzahl der zur Verfügung stehenden Beobachtungen ist allerdings aus statistischer Sicht spärlich, so daß die damit verbundenen Koeffizientenschätzungen als wenig valide anzusehen sind. Bei der sich anschließende Darstellung der empirischen Ergebnisse des Ansatzes von Barro (1979) sind daher die Erkenntnisse dieser Schätzungen nicht enthalten.



sind. Insgesamt dürfte über den gesamten Zeitraum die Wachstumsrate des Outputs keinen Einfluß auf die Wachstumsrate der öffentlichen Schulden aufweisen. Bezüglich der erwarteten Inflationsrate  $\pi$ , welche Barro (1979) vor allem durch »After-Tax-Nominal-Rate-on-Corporate-Bonds« modelliert, lassen sich statistisch signifikante und positive Werte zwischen 1,26 und 1,44 anführen. Barro (1979) beschränkt im Rahmen seiner ökonometrischen Analyse diesen Parameterwert auf den Wert eins. Verwendung finden sowohl beschränkte als auch unbeschränkte Versionen bezüglich der erwarteten Inflationsrate. Im Zusammenhang mit der ökonomischen Variablen ( $G_t - G'_t$ ) sei angemerkt, daß diese generell negative Werte aufweist – mit Ausnahme von Kriegsjahren und der Zeit der Großen Depression. Die geschätzten Koeffizienten sind statistisch signifikant und positiv. Die Werte liegen im theoretisch erwarteten Bereich und reichen vom 0,61 bis 1,02. Die Parameterwerte des temporären Outputs sind statistisch signifikant und negativ, haben jedoch eine Dimension, welche sich deutlich über dem erwarteten Bereich befindet. Die geschätzten Werte liegen zwischen  $-1,69$  und  $-1,84$ . Barro (1979, S. 963) folgert: »Hence, there is an indication that the magnitude of typical countercyclical debt response has exceeded the amount that would be dictated purely from efficient public finance considerations.« Trotz dieser Abweichung des tatsächlichen vom erwarteten Koeffizientenwert kann gefolgert werden, daß der »Tax-Smoothing«-Ansatz eine gute Erklärung bezüglich der Entwicklung der öffentlichen Verschuldung liefert.

Barro (1986a) modifiziert die ökonometrische Untersuchung durch Verwendung einer veränderten Regressionsgleichung, die auf teilweise anderen Variablen basiert. Ansatzpunkt der empirischen Analyse auf der Basis von Jahresdaten für den Zeitraum von 1920 bis 1982 ist nunmehr die nachstehende Regressionsgleichung, die sich wiederum auf die Wachstumsrate der öffentlichen Schulden bezieht:

$$(C.36) \quad \log \frac{B_t}{B_{t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \pi_t^e + \alpha_2 \text{YVAR}_t + \alpha_3 \text{GVAR}_t + \alpha_4 \text{RVAR}_t + u_t.$$

$B$  ist der Bestand der öffentlichen Verschuldung und  $\pi_t^e$  repräsentiert die erwartete Inflationsrate<sup>43</sup> mit einem hypothetischen Koeffizienten in Höhe

---

<sup>43</sup> Die erwartete Inflationsrate wird nach Barro (1986a, S. 369) über eine Prognosefunktion generiert. Diese besteht aus verzögerten Komponenten der Inflationsrate der vergangenen zwei Perioden, der Wachstumsraten der Geldmenge der vergangenen zwei Perioden sowie dem Zinssatz von »Commercialpapers« mit einer Laufzeit von vier oder sechs Monaten. Diese Gleichung wird zusammen mit der obigen Gleichung (C.36) geschätzt.

von eins. Weiterhin werden als ökonomische Einflußvariablen zur Erklärung der Wachstumsrate der öffentlichen Verschuldung verwendet:

$$(C.37) \quad \begin{aligned} YVAR_t &= \left(1 - \frac{Y_t}{Y'_t}\right) \left(\frac{G'_t}{B'_t}\right) \text{ und} \\ GVAR_t &= \frac{G_t - G'_t}{B'_t}. \end{aligned}$$

Hierbei stellen  $B'_t$  den geometrischen Durchschnitt der Werte  $B_t$  und  $B_{t-1}$  dividiert durch den GNP-Deflator der Periode  $t$  dar. Der Unterschied zur empirischen Analyse von Barro (1979) ist durch die Wahl der Einflußvariablen determiniert:

1. Grundlage der Modellierung der temporären staatlichen Ausgaben GVAR sind die temporären Militärausgaben entsprechend Barro (1981b). Aus dem »Tax-Smoothing«-Ansatz folgt ein erwarteter Koeffizientenwert für  $\alpha_3$  in Höhe von Eins; ein »Crowding-Out« weiterer staatlicher Ausgaben in Kriegszeiten reduziert diesen Koeffizienten. Weitere Verringerungen seines Wertes folgen aus einem über dem normalen Niveau liegenden Steuersatz.
2. Zur Modellierung der zyklischen Komponente YVAR wird – abweichend zu Barro (1979), der die Abweichung des tatsächlichen Volkseinkommens von der Trendkomponente berücksichtigt – die Arbeitslosenquote verwendet.<sup>44</sup> Hinsichtlich der normalen staatlichen Ausgaben werden neben den normalen Militärausgaben weitere Komponenten – normale Transferzahlungen und Nicht-Militärausgaben – hinzugezogen. Das »Tax-Smoothing«-Modell sieht einen Koeffizienten in Höhe von eins für  $\alpha_2$  vor. Andererseits sind Werte über eins zu erwarten, wenn eine Tendenz zu geringeren Steuersätzen in Rezessionszeiten besteht.
3. Die Variable RVAR berücksichtigt Veränderungen der Zinsen; der erwartete Koeffizient beträgt  $-1$ .

Eine globale Analyse des gesamten Untersuchungszeitraumes – unter Ausschluß der Zeit des Zweiten Weltkrieges sowie ohne die Berücksichtigung der Zinsen für den Pari-Wert der öffentlichen Schulden – erbringt die folgenden Ergebnisse: Einen signifikanten, positiven Koeffizienten für die

---

<sup>44</sup> Die Verwendung dieser Variablen läßt sich nach Barro (1986a, S. 371) rechtfertigen, solange die Arbeitslosenquote stationär hinsichtlich des Niveaus ist. Darüber hinaus ist die Unterstellung einer stabilen Funktion zwischen der Abweichung des tatsächlichen vom normalen Output und der tatsächlichen von der natürlichen Arbeitslosenquote mit dieser Modellierung verbunden.

geschätzte Inflationsrate (0,97), ebenso signifikante positive Koeffizienten für die temporären staatliche Ausgaben (0,27) und die zyklische Komponente der Arbeitslosenquote (3,90). Diese Schätzergebnisse in bezug auf die staatlichen temporären Ausgaben lassen den Schluß zu, daß die Steuersätze erheblich über dem normalen Niveau in Kriegszeiten liegen und somit die Defizite kein Mittel zur Stabilisierung der Steuersätze darstellen. Durch den hohen Koeffizienten der zyklischen Komponente werden die starken zyklischen Schwankungen der Budgetdefizite deutlich. Der Koeffizient der erwarteten Inflationsrate ist mit dem »Tax-Smoothing«-Ansatz konform. Werden auch die Kriegsjahre (1941 bis 1947) bei der ökonometrischen Analyse berücksichtigt, stellt sich insbesondere eine Zunahme des Koeffizientenwertes der Komponente der temporären staatlichen Ausgaben GVAR ein (0,76). Eine Analyse des Zeitraumes von 1954 bis 1982 verändert dieses Ergebnis nicht. Eine Modifizierung ist durch die Verwendung des Marktwertes der öffentlichen Schulden als auch durch die Berücksichtigung der Zinsvariablen RVAR möglich. Hierdurch erfährt die vorangegangene Schätzung eine Bestätigung, ohne die generellen Schätzergebnisse zu verändern. Der Koeffizient der Zinsvariable ist statistisch signifikant und beträgt -0,83.

Der theoretische Ansatz von Barro (1979) hat nach Barro (1986a, 1986b) hinsichtlich der Erklärung des Verhaltens und der Entwicklung der Defizite der Vereinigten Staaten für den Zeitraum von 1916 bis 1983 einen recht guten Erklärungsgehalt; allerdings werden die Haushaltsdefizite für den Zeitraum 1984 bis 1987 als zu gering geschätzt, d. h. die tatsächlichen Defizite fallen bedeutend höher als geschätzt aus [siehe Barro (1989a, S. 219)]. Hinsichtlich des gesamten Untersuchungszeitraumes lassen sich die grundsätzlichen Abweichungen vom »Tax-Smoothing«-Ansatz durch eine exzessive Reaktion der Defizite auf den Konjunkturzyklus – d. h. die Steuersätze sinken während einer Rezession unter das normale Niveau der Steuersätze – und durch eine ungenügende Reaktion hinsichtlich temporärer staatlicher Militärausgaben – in Kriegszeiten sind die Steuersätze also über dem normalen Niveau der Steuersätze – charakterisieren [vgl. Barro (1989a, S. 219)]. Generell werden daher die Budgetdefizite also nicht (in vollem Umfange) in einer nach der Theorie der optimalen Haushaltsdefizite abgeleiteten Art und Weise von den politischen Entscheidungsträgern eingesetzt.

Barro (1987) untersucht den historischen Zeitraum 1729 bis 1918 für das Vereinigte Königreich in Hinblick auf die Budgetdefizite und damit auf die Konformität mit dem »Tax-Smoothing«-Ansatz. Im wesentlichen lassen sich für diesen Zeitraum temporäre Veränderungen der Militärausgaben als »Quelle« der Verwendung von Defizite identifizieren. Aufgrund der engen

Beziehungen (im Sinne einer hohen Korrelation) zwischen den Budgetdefiziten und den temporären Militärausgaben sind dagegen keine Aussagen hinsichtlich der Reaktion der Realzinsen zu treffen. Es kann somit nicht geklärt werden, welche der beiden genannten Variablen für Zinsreaktionen verantwortlich ist. Über den gesamten Zeitraum von knapp 200 Jahren existieren nur zwei Zeiträume, in denen Haushaltsdefizite auftreten, die nicht mit Kriegen koinzidieren. Diese Defizite müssen demnach durch andere Quellen motiviert sein. Der Zeitraum 1835 bis 1836 ist durch Kompensationszahlungen für Sklavenbesitzer und der Zeitraum 1909 bis 1910 durch einen politischen Disput hinsichtlich der Einkommensteuer charakterisiert. Die exogene Herkunft dieser Budgetdefizite führt zu keiner wesentlichen Veränderung der Zinsen.<sup>45</sup>

Roubini und Sachs (1989a) erweitern die empirische Überprüfung durch Ausdehnung des Untersuchungssamples; hierzu werden fünfzehn OECD-Länder berücksichtigt.<sup>46</sup> Als zu erklärende Variable dient die Veränderung des Verhältnisses der öffentlichen Verschuldung zum Bruttosozialprodukt. Auf einer deskriptiven Basis läßt sich in den meisten der betrachteten Länder nach 1973 eine drastische Zunahme der Haushaltsdefizite verzeichnen. Diese ist nach Roubini und Sachs (1989a, S. 919) begründet durch (1) die Abnahme der Wachstumsrate des Outputs und (2) durch die korrespondierende Zunahme der Arbeitslosenquote. Da die hinter dieser Entwicklung stehenden Schocks aus der Sicht der wohlwollenden Diktatoren lediglich als temporäre Phänomene angesehen wurden, kamen Defizite zum Einsatz. »By the early 1980s, however, it had become clear that the shocks had considerable persistence... and many governments began reducing the budget deficits« [Roubini und Sachs (1989a, S. 920)]. Es bleibt zu klären, inwieweit diese Entwicklung durch den »Tax-Smoothing«-Ansatz determiniert ist.

---

<sup>45</sup> Neben dieser empirischen Untersuchung wurde der Zeitraum hinsichtlich der Wirkungen von temporären staatlichen Ausgaben analysiert. Barro (1987) setzt hierzu die Wirkung der Veränderung dieser Variablen in Beziehung zur Veränderung der Zinsen, der Geldmenge, des Preisniveaus sowie der Budgetdefizite. Insgesamt gehen temporäre Zunahmen der staatlichen Ausgaben mit positiven Effekten auf die langfristigen Zinsen einher. Positive Effekte auf die Wachstumsrate der Geldmenge sind nur für zwei Perioden, in denen der Goldstandard nicht angewendet wurde (1797-1821 sowie 1914-1918), zu beobachten. Ansonsten existiert keine systematische Beziehung zwischen den staatlichen Ausgaben und dem Geldmengenwachstum. Eine Beziehung zwischen den temporären staatlichen Ausgaben und der Inflationsrate liegt im wesentlichen in den beiden genannten Perioden vor [siehe Barro (1987, S. 245/246)].

<sup>46</sup> Es handelt sich hierbei um die folgenden Länder: Österreich, Belgien, Kanada, Dänemark, Finnland, Frankreich, Bundesrepublik Deutschland, Irland, Italien, Japan, Norwegen, Niederlande, Schweden, das Vereinigte Königreich sowie die Vereinigten Staaten von Amerika.

Um dieser Frage nachzugehen, verwenden Roubini und Sachs (1989a) eine »Pooled-Cross-Section-Time-Series-Regression« für den Zeitraum von 1960 bis 1985 auf Jahresbasis. Das ökonometrische Modell ist durch die nachfolgende Gleichung beschrieben:

$$(C.38) \quad \Delta \left( \frac{B}{Y} \right)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta (B/Y)_{t-1} + \alpha_2 \Delta U_t + \alpha_3 \Delta \delta_t \\ + \alpha_4 (B/Y)_{t-1} \Delta [(r - \delta)_t] + u_t.$$

Erklärungsgegenstand ist die Veränderung der relativen öffentlichen Verschuldung. Als Einflußvariablen dienen hierbei die Veränderungsgrößen einiger ökonomischer Variablen: So die Veränderung der Arbeitslosenquote  $U$ , die Veränderung der Wachstumsrate des Outputs  $\delta$ , aber auch die Veränderung des Zinssatzes abzüglich der Wachstumsrate des Outputs gewichtet mit der relativen öffentlichen Verschuldung.

Die ökonomischen Variablen besitzen alle einen signifikanten Parameterwert. Wie zu erwarten ist, ergeben sich durch eine Zunahme der Arbeitslosenquote sowie der Finanzierungskosten eine Zunahme der relativen Verschuldung. Eine Abnahme dieser zu erklärenden Variablen resultiert aus einer Zunahme der Wachstumsrate des Outputs. Darüber hinaus weist die um eine Periode verzögerte relative öffentliche Verschuldung ebenfalls einen positiven, statistisch signifikanten Parameterwert in Höhe von 0,74 auf. Aus dieser Tatsache ist der Schluß zu ziehen, daß eine gewisse Persistenz existiert. Insgesamt sind demnach die genannten ökonomischen Variablen in der Lage, die Veränderung der relativen öffentlichen Verschuldung recht gut zu erklären.

Jedoch sei angemerkt, daß durch die von Roubini und Sachs (1989a) vorgenommene Modellierung streng genommen keine Unterscheidung zwischen temporären und permanenten Veränderungen der ökonomischen Variablen möglich ist.<sup>47</sup> Daher kann von Roubini und Sachs (1989a) lediglich auf einer ad hoc Basis der Schluß gezogen werden, daß anfänglich die Schocks nach 1973 (Verringerung der Wachstumsraten und Zunahme der Arbeitslosenquoten) von den wohlwollenden Diktatoren als temporäre Entwicklungen wahrgenommen wurden und daher der Einsatz von Budgetdefiziten gerechtfertigt war. Sobald aber die Persistenz dieser Veränderung den wohlwollenden Diktatoren einsichtig sein mußte, wäre die Änderung

---

<sup>47</sup> Offen bleibt damit, ob die gewählte Implementierung mit dem »Tax-Smoothing«-Ansatz konform ist. Die von Roubini und Sachs (1989a) gewählte empirische Umsetzung berücksichtigt nicht die unterschiedlichen Effekte von temporären und permanenten Veränderungen auf den Einsatz von Budgetdefiziten. Vielmehr werden global die ökonomischen Variablen als Einflußgrößen der Veränderung der relativen öffentlichen Verschuldung herangezogen.

der Steuersätze angebracht und der Einsatz von Haushaltsdefiziten zu unterlassen. Diese Einsicht herrschte aus der Sicht von Roubini und Sachs (1989a, S. 922) zu Beginn der 80er Jahre. Aus diesem Grunde wurde in einigen Ländern eine Konsolidierung der staatlichen Finanzen – insbesondere starke Reduzierung der Budgetdefizite – verfolgt. Sofern bei Kenntnisnahme der Persistenz keine Konsolidierung einsetzte, ist dementsprechend eine Verletzung des »Tax-Smoothing«-Ansatzes zu unterstellen. Folglich ist der »Tax-Smoothing«-Ansatz nicht in der Lage, die Entwicklung in allen Ländern zu erklären. Eine konkrete Schlußfolgerung ist allerdings infolge der mangelnden Unterscheidung zwischen permanenten und temporären Veränderungen nicht zu bewerkstelligen.

#### *b) Die »Random-Walk«-Hypothese der Steuersätze*

Eine alternative Möglichkeit der empirischen Überprüfung der »Tax-Smoothing«-Hypothese setzt bei den Steuersätzen an. Generell legen die theoretischen Überlegungen zu diesem Ansatz die testbare Hypothese nahe, daß eine Glättung der Steuersätze über den zeitlichen Horizont aus wohlfahrtsökonomischer Sicht optimal ist. Im Mittelpunkt der empirischen Untersuchung von Barro (1981a) steht die Prognosefähigkeit von Veränderungen der Steuersätze. Der »Tax-Smoothing«-Ansatz unterstellt, daß im wesentlichen keine prognosefähigen Veränderungen modelltheoretisch ableitbar sind und somit die Steuersätze sich durch einen »Martingale«-Prozeß beschreiben lassen. Insbesondere folgt aus dem Ansatz die intertemporale Gleichheit der Steuersätze, sofern die Elastizitäten des Faktorangebotes hinsichtlich der Steuersätze zu verschiedenen Zeitpunkten ähnliche Werte aufweisen. Barro (1981a, S. 268) folgert: »Departures from uniform taxation over time would be suggested if factor supply elasticities interact, for example, with the contemporaneous level of government spending or with the state of the business cycle. The signs or magnitudes of these effects are not apparent on the theoretical grounds – conceivably, the uniformity of tax rates over time may remain as a satisfactory approximation to optimal policy.«

Die jeweiligen Steuersätze sind – unter der Verwendung der intertemporalen Budgetbeschränkung – durch die erwarteten zukünftigen staatlichen Ausgaben, Einnahmen, die Entwicklung des Sozialproduktes etc. determiniert. Abweichungen von den anfänglichen Erwartungen der genannten ökonomischen Variablen münden direkt in einer Revision der Steuersätze. Folglich kann unterstellt werden, daß Veränderungen des Steuersatzes nicht prognostizierbar sind. Anders ausgedrückt: Die Steuersätze folgen einem »Martingale«-Prozeß. Grundlage der empirischen Überprüfung ist die



Unterstellung, daß alle zukünftigen Veränderungen der Steuersätze nicht prognostizierbar sind:

$$(C.39) \quad E_t[\tau_{t+i} - \tau_{t+i-1} | \Psi_t] = 0 \text{ für } j \geq 1.$$

Hieraus folgt nicht notwendigerweise, daß die gesamte Verteilung der Steuersatzveränderungen zeitinvariant ist. Barro (1981a, S. 270) verwendet diese Bedingung allerdings als zusätzliche Einschränkung. Dies impliziert, daß die Steuersätze sich durch einen »Random-Walk«-Prozeß charakterisieren lassen. Dem »Tax-Smoothing«-Ansatz liegt die Vorstellung zugrunde, daß alle vorhersagbaren Veränderungen ökonomisch relevanter Variablen sich durch sofortige Antizipation in den heutigen Steuersätzen widerspiegeln. »The essence of the tax-rate-smoothing policy... is that any foreseeable behavior for real government spending, real GNP, and so on is incorporated in the setting of the current tax rate to avoid a pattern whereby tax rates would vary with the predictable changes in the other variables« [Barro (1981a, S. 279)]. Verwendung für den empirischen Test bei Barro (1981a) finden Jahresdaten für den Zeitraum von 1934 bis 1979 beziehungsweise 1948 bis 1979.<sup>48</sup> Der empirische Ansatz von Barro (1981a) bestätigt im wesentlichen den »Tax-Smoothing«-Ansatz. Es konnte somit das »Random-Walk«-Modell für die aggregierten Steuersätze (des Bundes und des gesamten staatlichen Sektors) nicht abgelehnt werden.

Kingston (1984) untersucht die »Martingale«-Eigenschaft der Steuersätze für die Vereinigten Staaten für den Untersuchungszeitraum von 1913 bis 1975. Die grundlegenden Überlegungen von Barro (1979, 1981a) werden abgewandelt, indem eine stochastische Modellwelt unterstellt wird, in der eine weitergehende mikroökonomische Fundierung – mittels einfacher expliziter Nutzen- und Produktionsfunktionen – existent ist. Merkmal dieser Modellierung ist die Erkenntnis, daß die marginalen Attrahierungskosten einer Einkommensteuer einem »Martingale«-Prozeß folgen.<sup>49</sup> (Die margi-

<sup>48</sup> Aufgrund ungenügender Daten für die Grenzsteuersätze werden bei der empirischen Analyse Durchschnittssteuersätze auf der Basis der Gesamtsteuereinnahmen des U.S. amerikanischen Bundes verwendet. Hiermit ist die Annahme verbunden, daß zwischen den Durchschnitts- und den Grenzsteuersätzen keine wesentlichen Unterschiede bestehen. Das heißt, diese beiden Variablen sind miteinander hochgradig positiv korreliert.

<sup>49</sup> Die Ableitung der »Martingale«-Eigenschaft bezüglich der marginalen Attrahierungskosten beruht im wesentlichen auf den folgenden zentralen Elementen der theoretischen und ökonometrischen Betrachtung von Kingston (1984). Erstens: Bei der Festlegung der Steuersätze werden die konjunkturellen Elemente in Gestalt von exogenen stochastischen Produktivitätsschocks in bezug auf die durchschnittliche und marginale Arbeitsproduktivität berücksichtigt. Zweitens: Grundlage des Modelles ist eine lineare Einkommensteuer. Drittens: Das staatliche Optimierungskalkül wird explizit in die Betrachtung einbezogen; hieraus entspringt ein Multiplikator »which can be interpreted



nen Attrahierungskosten sind identisch mit dem geschätzten Schattenpreis des fiskalischen Überschusses.) Die Hypothese ist empirisch testbar durch direkte Analyse des marginalen Steuersatzes. Letzterer steht durch die Untersuchung von Seater (1982) zur Verfügung.

Bezüglich der empirischen Überprüfung der »Tax-Smoothing«-Hypothese werden verschiedene Variablen auf die Existenz eines »Random-Walks« hin untersucht. Hierbei handelt es sich um die Attrahierungskosten der Einkommensteuer, die Steuersätze, die relativen Ausgaben für Kollektivgüter des Bundes sowie das logarithmierte Bruttosozialprodukt. Den beiden letzteren Variablen kommt bei der Bestimmung des marginalen Steuersatzes und der marginalen Steuererhebungskosten im Modellrahmen von Kingston (1984) besondere Bedeutung zu: Sofern die »Tax-Smoothing«-Hypothese keine Bestätigung finden sollte, sind diese beiden ökonomischen Variablen primär Ansatzpunkt zur Bestimmung des Steuersatzes. Darüber hinaus ist denkbar, daß die mittels der »Martingale«-Eigenschaft abgeleitete Prognoseunfähigkeit bezüglich der Steuersatzveränderungen weniger durch den »Tax-Smoothing«-Ansatz begründet ist als vielmehr durch »Random-Walks« in den ökonomischen Variablen staatliche Ausgaben und Output [siehe hierzu Kingston (1984) aber auch Barro (1981a)]. Aus diesem Grunde, sind diese Variablen auch hinsichtlich einer möglichen »Random-Walk«-Eigenschaft zu untersuchen.

Ansatzpunkt der empirischen Studie von Kingston (1984) ist die Klärung, inwieweit der marginale Steuersatz und die marginalen Attrahierungskosten der Einkommensteuer durch die »Martingale«-Eigenschaft charakterisiert sind. Hierzu wird direkt auf die damit verbundene Prognoseunfähigkeit der Veränderung der beiden Variablen Bezug genommen. Kingston (1984, S. 277/278) untersucht in diesem Zusammenhang, ob (bis um vier Perioden) verzögerte Variablen einen Beitrag zur Erklärung der Veränderung liefern. Für die marginalen Attrahierungskosten liegt auf der Grundlage der Untersuchung von Kingston (1984) demnach die »Random-Walk«-Eigenschaft vor, während die marginalen Steuersätze nicht hierdurch gekennzeichnet sind. (Sowohl die staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter als auch der Output weisen *nicht* die »Random-Walk«-Eigenschaft auf.) Damit erfährt die »Tax-Smoothing«-Hypothese eine Bestätigung.

Roubini und Sachs (1989a) analysieren die »Random-Walk«-Eigenschaft der Steuersätze für einen Ländersample von fünfzehn Industrienationen. Als testbare Null-Hypothese stellt der »Tax-Smoothing«-Ansatz die »Random-Walk«-Eigenschaft der Steuersätze auf. Die Untersuchungspe-

---

either as the one-period collection cost of an income tax or as the shadow price of fiscal surplus, which is the increase in discounted lifetime welfare induced by a unit reduction in the real debt« [Kingston (1984, S. 272)].

riode erstreckt sich über den Zeitraum von 1960 bis 1986.<sup>50</sup> Über diesen Untersuchungszeitraum müssen Roubini und Sachs (1989a) die Null-Hypothese auf einem 5%-Signifikanzniveau für den Großteil der betrachteten OECD-Länder ablehnen. (Ausgenommen von diesem Ergebnis sind lediglich die Vereinigten Staaten, das Vereinigte Königreich und Finnland.)

Grundlage der ökonometrischen Analyse von Sahasakul (1986) ist die Verwendung einer strukturellen Festlegung der Steuersätze für den Zeitraum von 1937 bis 1982. Dieser Ansatz beruht auf der Annahme, daß unter der »Tax-Smoothing«-Hypothese einer einheitlichen Besteuerung in jeder der Perioden, die Steuersätze nur eine Änderung erfahren, wenn die permanenten staatlichen Ausgaben sich ändern. Das heißt, die Steuersätze verändern sich infolge einer Veränderung des permanenten Einkommens.<sup>51</sup> Werden die permanenten staatlichen Ausgaben als gegeben unterstellt, darf nach der zugrundeliegenden »Tax-Smoothing«-Theorie keine Variable des gegenwärtigen Informationsset einen Beitrag zur Erklärung der zukünftigen Steuersätze liefern. Sahasakul (1986) testet die gemeinsame Hypothese einer gleichmäßigen (optimalen) Besteuerung und der Hypothese einer spezifischen Modellierung der staatlichen Ausgaben.<sup>52</sup> Aufgrund der empirischen Untersuchung gelangt Sahasakul (1986) zu einer Ablehnung dieser gemeinsamen Hypothese. Insbesondere erweisen sich neben

---

<sup>50</sup> Zunächst wird jedoch von Roubini und Sachs (1989a, S. 913) die kürzere Periode von 1960 bis 1973 empirisch untersucht. Motiv dieser Vorgehensweise ist die Führung des empirischen Nachweises, daß keine Verzerrung des Ergebnisses für den gesamten Bereich infolge des geringen Wirtschaftswachstums existent ist. Die Null-Hypothese eines driftfreien »Random-Walk«-Prozesses kann auf dem 5%-Signifikanzniveau für den Großteil der Länder abgelehnt werden (es handelt sich hierbei um Österreich, Belgien, Kanada, die Bundesrepublik Deutschland, Italien, Norwegen, die Niederlande sowie Schweden). Einzig für Finnland, Frankreich, das Vereinigte Königreich und die Vereinigten Staaten sind Roubini und Sachs (1989a) nicht in der Lage, die Null-Hypothese abzulehnen.

<sup>51</sup> Die permanenten staatlichen Ausgaben werden unter Berücksichtigung der permanenten Einkommenshypothese abgeleitet [vgl. Friedman (1957)]. Hierzu werden die »Federal-Nondefense«-Ausgaben in eine permanente und in eine temporäre Komponente zerlegt; zur Erklärung dieser staatlichen Ausgaben werden Verteidigungsausgaben, deren erste Verzögerung sowie für andere zyklische Ausgaben die Proxyvariable Arbeitslosenquote verwendet. Nach der Schätzung der Koeffizienten können die permanenten staatlichen Nichtverteidigungsausgaben unter Verwendung dieser Koeffizienten ermittelt werden.

<sup>52</sup> Bei dieser Ableitung wurde eine proportionale Steuer unterstellt. Tatsächlich basiert die optimale Steuerregel jedoch auf dem marginalen Steuersatz. Solange zwischen der marginalen und der durchschnittlichen Steuerrate kein Unterschied besteht, kann die hier abgeleitete Steuerregel auch eine proportionale Steuer ersetzen. Eine wesentliche Steuer in den Vereinigten Staaten – die individuelle Einkommenssteuer – läßt sich nicht durch eine proportionale Steuer approximieren. Unter Verwendung der Annahme eines konstanten Verhältnisses zwischen dem marginalen und dem durchschnittlichen Steuersatz, ergibt sich ein für diese Steuer adäquater Ausdruck der Steuerglättung.

den permanenten staatlichen Ausgaben, die temporären Verteidigungsausgaben, das Preisniveau und der Zeittrend als Variablen, die einen Beitrag zur Erklärung der Veränderungen der Steuersätze liefern können. Vor allem die statistische Signifikanz des Zeittrendes in der Regressionsgleichung der Steuersätze könnte als Indiz für eine nicht adäquate Modellierung der permanenten staatlichen Ausgaben gewertet werden. Sahasakul (1986) gelangt damit zum Ergebnis einer Nichtbestätigung des »Tax-Smoothing«-Ansatzes. Dieses Resultat basiert auf der nicht alleinigen Erklärung der Steuersätze durch die permanenten staatlichen Ausgaben.

Bizer und Durlauf (1990) verwenden im Rahmen der theoretischen Modellierung ihres empirischen Ansatzes ein stochastisches linear-quadratisches Modell der Besteuerung. Ein gleichmäßiger Steuersatz in allen Perioden ist das theoretische Ergebnis. Im Rahmen der empirischen Analyse findet die Spektralanalyse Anwendung [siehe zu diesem Verfahren der Zeitreihenanalyse die Ausführungen von Granger und Newbold (1986, S. 45–75), Granger und Watson (1984), Harvey (1993, S. 166–230 und 235–240) sowie Schlittgen und Streitberg (1991, S. 115–146 und 257–334)]. Der Untersuchungszeitraum erstreckt sich für Jahresdaten von 1879 bis 1986. Allerdings muß die hiermit verbundene »Tax-Smoothing«-Hypothese auf der Grundlage ihrer empirischen Überprüfung verworfen werden, da die durch die »Martingale«-Eigenschaft verbundenen Restriktionen – in bezug auf die Frequenzen – nicht vorliegen. Damit muß die mit dem »Tax-Smoothing«-Ansatz verbundene »Martingale«-Eigenschaft der Steuersätze abgelehnt werden. Hieraus folgt, daß Steuersatzänderungen unter Verwendung anderer Variablen prognostizierbar sind. Bizer und Durlauf (1990) gelangen zur Erkenntnis, daß insbesondere Wahltermine Relevanz besitzen (siehe auch die Darstellung im Abschnitt D.III.1.a).

Hess (1993a) analysiert für die Vereinigten Staaten die aus dem »Tax-Smoothing«-Ansatz ableitbare Hypothese, daß die Steuersätze einem »Random-Walk« folgen. Der Untersuchungszeitraum erstreckt sich von 1870 bis 1989. Hess (1993a, S. 86) gelangt zur Schlußfolgerung »that tax rates have been excessively volatile in the time periods both before and after the World Wars, despite the relative smoothness of government expenditures.« Der Zeitraum von 1916 bis 1952 ist hingegen konform mit dem dynamischen Ansatz optimaler Besteuerung. Insgesamt ist aus der Sicht von Hess (1993a) somit die »Tax-Smoothing«-Hypothese für den gesamten Untersuchungszeitraum abzulehnen, da die Steuersätze durch eine hohe Volatilität gekennzeichnet sind.

Aus der Sicht von Hess (1993b) ist denkbar, daß die Ablehnung der »Tax-Smoothing«-Hypothese durch den einfachen Modellrahmen begründet ist. Hess (1993b, S. 712) nimmt daher drei Modifikationen vor. Erstens: Die

Wahl der intertemporalen Steuersatzfestlegung weist einen Einfluß auf den marginalen Grenznutzen des Konsums auf; die Konsumausgaben erfahren somit eine Glättung. Zweitens: Anstelle eines zeitinvarianten Realzinses gestattet Hess (1993b, S. 712) – mittels der Verwendung exogener Veränderungen des Realzinses – eine Beeinflussung des optimalen Steuersatzes. Drittens: Die Annahme einer konstanten Steuer(aufkommens)elastizität des Outputs wird aufgegeben. Hess (1993b, S. 712) fährt fort: »One would expect... that the labor supply response to tax changes would be less elastic during periods of war than otherwise.« Zur empirischen Überprüfung sind drei Zeitreihen notwendig: Die realen Pro-Kopf Konsumausgaben (exklusive Ausgaben für langlebige Konsumgüter), die ex post Realzinsen der Staatsschuldverschreibungen sowie die relativen Steuereinnahmen. Die Modifikationen laufen auf folgende – empirisch fundierte – Erkenntnisse heraus (der Untersuchungszeitraum erstreckt sich von 1869 bis 1989):

1. Für den Fall einer konstanten Steuer(aufkommens)elastizität gelangt Hess (1993b) zum Ergebnis, daß die mit dieser ökonometrischen Modellierung verbundenen Residuen eine extreme Varianz beziehungsweise Volatilität in Kriegszeiten aufweisen. Die unterstellten Restriktionen sind demnach als zu restriktiv anzusehen.
2. Eine Abschwächung der Konstanzannahme in bezug auf die Steuer(aufkommens)elastizität beruht auf der Überlegung, daß in den anfänglichen Kriegsjahren die Elastizität extrem unelastisch ist, da die volkswirtschaftlichen Ressourcen eine kriegsbedingte Verwendung finden und vollständig in Anspruch genommen werden. »Therefore, in response to major war, a plausible path for the ratio of the elasticities is for them to be greater than one and decreasing in magnitude early in the war, followed by values less than one following the conflict's termination« [Hess (1993b, S. 715)]. Zur Erfassung der Entwicklung der Ressourceninanspruchnahme werden die Verteidigungsausgaben verwendet. Die empirischen Ergebnisse lassen den Schluß zu, daß die Steuerelastizität des Outputs erheblichen kriegsbedingten Schwankungen unterliegt.

Zusammenfassend läßt sich auf der Basis der empirischen Analyse von Hess (1993b) die Erkenntnis festhalten, daß die Einbeziehung einer veränderlichen Steuerelastizität des Outputs einen herausragenden Beitrag liefert. Die Berücksichtigung dieses Umstandes mündet in der empirischen Evidenz »that the government discounts the future and attempt to smooth the distorting impact of taxes on the marginal utility of consumption« [Hess (1993b, S. 715)]. Jedoch ist die Hypothese einer gleichmäßigen Besteuerung zu verwerfen, da kriegsbedingte Abweichungen empirisch evident sind.

## 2. Exkurs: Optimale Steuern und »Seigniorage« auf Basis von »Revenue-Smoothing«-Ansätzen

Theoretische Grundlage dieses Abschnittes – aus der institutionellen Sicht – ist die Unterstellung, daß es sich bei der Ableitung und bei der Durchführung einer kombinierten optimalen Geld- und Fiskalpolitik, um eine gemeinsame Aktion der monetären und der fiskalischen Autorität handelt. Ansatzpunkt ist die gemeinsame Minimierung der mit den staatlichen Ausgaben verbundenen verzerrenden Kosten der Einnahmenseite durch die fiskalische und die monetäre Institution. Damit werden einerseits die »Tax-Smoothing«-Ansätze und andererseits die Theorie der optimalen aktiven »Seigniorage« unter Berücksichtigung des Ansatzes der optimalen Inflationsrate empirisch überprüft.<sup>53</sup> Es sei eine Welt unterstellt, in der nicht-verzerrende Steuern nicht verfügbar sind. Die weiteren Überlegungen sind dann vorzunehmen:

1. In einer statischen Welt erfordert die Finanzierung der gegebenen staatlichen Ausgaben die Einhaltung der Optimalitätsbedingung, wonach die marginalen verzerrenden Kosten über alle verfügbaren Steuerinstrumente einschließlich der Inflationsrate gleichzusetzen sind.
2. In einer dynamischen Welt – unter Beachtung der Dimension Zeit und einer zeitinvarianten Kostenfunktion der Besteuerung – stellt sich bei ausschließlicher Verwendung der Steuern ein intertemporaler Ausgleich der marginalen Kosten der Besteuerung ein. Als Bedingung für die intertemporale Optimalität folgen hieraus – sofern die marginalen Kosten der Besteuerung linear in den Steuersätzen sein sollten – unvorhersagbare Steuersatzveränderungen. Diese laufen ihrerseits auf eine Glättung der Steuersätze hinaus [vgl. Barro (1979, 1989a)]. Durch Kombination der Überlegungen von Barro (1979) sowie Phelps (1973) sagt diese Betrachtung eine zeitlich synchrone Entwicklung der Steuersätze und der Inflationsrate über die Zeit voraus [siehe hierzu insbesondere Mankiw (1987)]. Als Reaktion auf stochastische Schocks bezüglich der staatlichen Finanzierungsanforderungen passen sich alle dem staatlichen Sektor zur Verfügung stehenden Einnahmenseiteinstrumente in gleicher Richtung an, um so wiederum die Gleichheit der marginalen Wohlfahrtskosten zu gewährleisten.

---

<sup>53</sup> Die Analyse von Friedman (1969) gelangt zum Ergebnis, daß die optimale Deflationsrate dem Realertrag nicht-geldlicher Aktiva entsprechen muß. Sollte die Geldpolitik ein solches Ziel verfolgen, sind hierdurch auch Implikationen für die Finanzierung des staatlichen Budgets verbunden: Die Zunahme der Geldmenge (Basisgeld) bildet dann neben den regulären Steuereinnahmen eine weitere Komponente der staatlichen Einnahmen.

Mankiw (1987) untersucht die testbaren Implikationen des kombinierten Ansatzes. Grundlage der Betrachtung ist wiederum die Unterstellung eines wohlwollenden Diktators, welcher sowohl die Steuersätze als auch die Inflationsrate derart festsetzt, daß der Gegenwartswert der Wohlfahrtsverluste für exogen gegebene staatliche Ausgaben für Kollektivgüter unter Beachtung der intertemporalen Budgetbeschränkung minimiert wird. Aus der theoretischen Sicht folgt nach Mankiw (1987), daß sowohl die Nominalzinsen als auch die Inflationsrate sich als »Random-Walk«-Prozesse darstellen lassen. Das heißt, die Ableitung der optimalen aktiven »Seigniorage« über die Zeit mündet in der Feststellung, daß die beiden genannten monetären Variablen approximativ als »Random-Walk«-Prozesse anzusehen sind. Unter Beachtung der »Tax-Smoothing«-Theorie optimaler Defizite existiert somit eine gleichförmige Entwicklung zwischen den Nominalzinsen, der Inflationsrate und den Steuersätzen.

Im Rahmen seiner empirischen Analyse testet Mankiw (1987) die Theorie der optimalen aktiven »Seigniorage« für die Vereinigten Staaten für den Untersuchungszeitraum von 1952 bis 1985 auf der Basis von Jahresdaten. Allerdings reicht die empirische Evidenz der »Random-Walk«-Eigenschaften der beiden monetären Variablen (nominaler Zinssatz und Inflationsrate) nicht zur Bestätigung der Theorie optimaler »Seigniorage« aus. Theoretische Fundierung erfährt dieser Ansatz vielmehr durch die Determination der monetären Variablen durch die staatlichen Finanzierungsanforderungen; d. h. es existiert – auf der Basis des intratemporalen Ausgleichs der Wohlfahrtsverluste der beiden Finanzierungsinstrumente – eine direkte Beziehung zwischen den regulären Steuereinnahmen und den Einnahmen aus aktiver »Seigniorage«. Aus diesem Grunde ist Grundlage der ökonometrischen Überprüfung von Mankiw (1987) die Hypothese, wonach »increases in the government revenue requirement should tend to increase the tax on real money balances« [Mankiw (1987, S. 332)]. Im Rahmen seiner empirischen Untersuchung werden die nominalen »Three-Month-Treasury-Bill«-Zinsen durch den durchschnittlichen Steuersatz – modelliert mittels des prozentualen Anteils der Steuereinnahmen des Bundes am »Gross-National-Product« – erklärt. (Zur Trendbereinigung findet entweder ein Zeittrend oder differenzierte Variablen Verwendung. Letztere Modellierung kommt auch der Problematik autokorrelierter Residuen entgegen.) Insgesamt weisen die Steuersätze einen statistisch hoch signifikanten, positiven Parameterwert auf. Damit besteht zwischen den beiden ökonomischen Variablen eine statistisch signifikante Beziehung. Prinzipiell ist die Möglichkeit nicht ausgeschlossen, daß die ermittelte Beziehung zwischen den beiden ökonomischen Variablen das Resultat einer nicht berücksichtigten Einflußgröße widerspiegelt. Aus dieser Überlegung heraus verwendet Mankiw (1987, S. 336/337) als zusätzliche erklärende Variablen



die relativen staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter und die Arbeitslosenquote als Proxyvariable für konjunkturelle Einflüsse. Keine der beiden zusätzlichen Einflußgrößen weist einen statistisch signifikanten Parameterwert auf.<sup>54</sup>

Roubini und Sachs (1989a) untersuchen über einen Zeithorizont von 1960 bis 1985 für fünfzehn OECD-Länder den »Revenue-Smoothing«-Ansatz. Hierzu wird die Inflationsrate durch einen Zeittrend und die relativen Steuern (als Proxy für den Steuersatz) erklärt. Lediglich für vier Länder liegt ein statistisch signifikanter Steuersatzparameter vor. (Für die Vereinigten Staaten, die Niederlande und Finnland mit einem positiven und für Italien mit einem negativen Koeffizienten).

Trehan und Walsh (1990) berücksichtigen im Rahmen ihrer ökonometrischen Analyse die neueren Überlegungen der Zeitreihenanalyse von Engle und Granger (1987): Im Mittelpunkt steht hierbei eine langfristige Gleichgewichtsbeziehung zwischen ökonomischen Variablen; in diesem Zusammenhang wird auch von Kointegration gesprochen. Grundlage der empirischen Untersuchung sind die Variablen staatliche Ausgaben für Kollektivgüter, Steuersätze, Inflationsrate und Einkommenskreislaufgeschwindigkeit. Der Untersuchungszeitraum erstreckt sich von 1914 bis 1986. Voraussetzung für eine Kointegration – und damit eine langfristige Gleichgewichtsbeziehung – zwischen den Steuersätzen und der Inflationsrate ist die Nichtstationarität der beiden Variablen.<sup>55</sup> Unter der Annahme, daß die beiden anderen zentralen Variablen bei dieser Untersuchung (Einkommenskreislaufgeschwindigkeit und Wohlfahrtsverluste) ebenfalls stationär sind, folgt für die Gültigkeit des »Revenue-Smoothing«-Ansatzes, daß die Inflationsrate und die logarithmierten Steuersätze kointegriert sind. Allerdings sind Trehan und Walsh (1990) nicht in der Lage, diese Hypothese zu bestätigen. Als einen möglichen Grund ist die festgestellte Nichtstationarität der Einkommenskreislaufgeschwindigkeit anzusehen. Für diesen Fall existiert unter Berücksichtigung der drei Variablen (logarithmierter Steuersatz, Inflationsrate und Einkommenskreislaufgeschwindigkeit) eine ebenfalls durch den Kointegrationsansatz modellierbare Interpretation des »Revenue-Smoothing«-Ansatzes. Aber auch diese Version findet durch den verwendeten Datensatz eine Ablehnung.

---

<sup>54</sup> Die Durchführung der Regressionsanalyse für die Inflationsrate als zu erklärende Variable bestätigt die grundlegende Aussage des Ansatzes der optimalen aktiven »Seigniorage«.

<sup>55</sup> Allerdings muß zur Bestätigung des »Revenue-Smoothing«-Ansatzes auch der Nachweis erbracht werden, daß die Nichtstationarität der beiden ökonomischen Variablen die Konsequenz aus der Verfolgung des »Revenue-Smoothing«-Ansatzes ist.



Werden dahingegen stochastische Trends bei den Erhebungskosten der Einnahmen berücksichtigt, ergibt sich eine kurzfristige Beziehung zwischen der Inflationsrate und den Steuersätzen. Allerdings erklärt der verwendete Variablensatz des »Revenue-Smoothing«-Ansatzes nur einen kleinen Teil der Varianz der Inflationsrate. Darüber hinaus müssen die mit dem »Revenue-Smoothing«-Ansatz verbundenen weitergehenden Restriktionen für den gesamten Analysezeitraum (1914 bis 1986) abgelehnt werden. Nicht abzulehnen sind diese Restriktionen in Hinblick auf den Vorkriegszeitraum. Zusammenfassend folgern Trehan und Walsh (1990, S. 111) daher, daß die mit dem »Revenue-Smoothing«-Ansatz verbundenen Implikationen über keinen signifikanten Einfluß zur Erklärung der Einnahmenerzielung durch die aktive »Seigniorage« in den Vereinigten Staaten verfügen.

Im Mittelpunkt der Betrachtung von Poterba und Rotemberg (1990) stehen ebenfalls die Überlegungen der gemeinsamen Determination der optimalen aktiven »Seigniorage« und der optimalen Steuersätze für fünf OECD-Ländern.<sup>56</sup> Ansatzpunkt der empirischen Überprüfung des »Revenue-Smoothing«-Ansatzes ist die Korrelation zwischen der Inflationsrate und den Steuersätzen. Die ökonometrische Modellierung entspricht derjenigen von Mankiw (1987): Die Inflationsrate wird prinzipiell durch die Steuersätze erklärt unter Einbeziehung eines Zeittrends; zusätzlich findet die relative Geldmenge Eingang in das ökonometrische Modell. [Die Schätzung erfolgt in Analogie zu Mankiw (1987) sowohl für die Niveauvariablen als auch für die differenzierte Version.] Poterba und Rotemberg (1990) gelangen zum Ergebnis, daß die beobachtbare Korrelation zwischen den beiden Variablen nicht das Ergebnis einer optimierenden Regierung im Sinne des »Revenue-Smoothing«-Ansatzes für das Vereinigte Königreich, die Bundesrepublik Deutschland und Frankreich ist. So sind höhere Steuern für diese Länder eher mit einer niedrigeren als mit einer höheren Inflationsrate verbunden. Es liegt folglich nahe, andere Variablen oder Umstände zur Erklärung heranzuziehen.<sup>57</sup> Insbesondere ist Abhängigkeit der beiden Variablen von konjunkturellen Zielen denkbar. Der wohlwollende Diktator berücksichtigt neben den Wohlfahrtsverlusten aus einer verzer-

---

<sup>56</sup> Für die Vereinigten Staaten erstreckt sich der Untersuchungszeitraum von 1891 bis 1986 sowie über einige Teilbereiche (so 1919 bis 1940 und 1946 bis 1985). Die anderen Länder bei der ökonometrischen Analyse sind: Frankreich (1948 bis 1985), Bundesrepublik Deutschland (1954 bis 1984), Japan (1955 bis 1984) sowie das Vereinigte Königreich (1872 bis 1984 beziehungsweise 1947 bis 1984).

<sup>57</sup> Als Begründung für die festgestellte Abweichung vom »Revenue-Smoothing«-Ansatz führen Poterba und Rotemberg (1990, S. 15) an, daß die politischen Entscheidungsträger nicht in der Lage sind, die Steuersätze zeitig genug an veränderte Rahmenbedingungen anzupassen [siehe die Überlegungen von Feldstein (1983)]. Als weitere Möglichkeit legen Poterba und Rotemberg (1990, S. 15/16) politökonomische Gründe nahe (siehe hierzu Kapitel D).

renden Besteuerung ebenfalls die konjunkturelle Lage der Volkswirtschaft und legt hierbei keynesianische Überlegungen zugrunde, die beispielsweise auf eine Senkung der Steuersätze in einer Rezession hinauslaufen. Bestätigung erlangt der »Revenue-Smoothing«-Ansatz hingegen für die Vereinigten Staaten und Japan.

### **3. Intertemporale Budgetbeschränkung und optimale Budgetdefizite**

Die Gültigkeit der intertemporalen Budgetbeschränkung ist ein zentrales Element des »Tax-Smoothing«-Ansatzes. Sie stellt langfristig eine ökonomische Begrenzung des staatlichen Sektors dar; die Möglichkeit kreditfinanzierter staatlicher Ausgaben ist hierdurch eingeschränkt. Innerhalb dieser Restriktion ist der allwissende, wohlwollende Diktator jedoch in der Lage, eine intertemporale Minimierung der Wohlfahrtsverluste durchzuführen.

Kremers (1989) widmet sich der Analyse der Gültigkeit der intertemporalen Budgetbeschränkung unter Berücksichtigung der »Tax-Smoothing«-Hypothese. Grundlage des Ansatzes von Kremers (1989) ist die Ableitung eines optimalen Pfades der Stabilisierung des Verhältnisses zwischen der öffentlichen Verschuldung und dem GNP auf der Basis der intertemporalen Budgetbeschränkung. Theoretische Grundlage ist der »Tax-Smoothing«-Ansatz von Barro (1979), welcher eine dynamische Modellierung fiskalischer Variablen ermöglicht. In diesem Zusammenhang wird die intertemporale Budgetbeschränkung implizit berücksichtigt, indem die Annahme unterstellt wird, daß die regulären Steuereinnahmen lediglich einen Bruchteil des Volkseinkommens umfassen können. Die Analyse des »Tax-Smoothing«-Ansatzes durch Kremers (1989) setzt am ökonometrischen Modell von Barro (1986a, Tabelle 6.1, Set 2) an. Die öffentliche Verschuldung (Zeitraum von 1920 bis 1940 und von 1948 bis 1982) wird durch die antizipierte Inflationsrate, durch eine zyklische Variable (Arbeitslosenquote) und durch die transitorischen Verteidigungsausgaben erklärt. Das ursprüngliche (ökonometrische) Modell von Barro (1986a) enthält jedoch aus der Sicht von Kremers (1989) nicht die Beschränkungen, die mit der intertemporalen Budgetbeschränkung verbunden sind. Die öffentliche Verschuldung könnte demnach die Steuerkapazität übersteigen. Dies kann aber nicht sein in einer dynamisch effizienten Welt, die der Analyse zugrunde liegt.

Zur Einbeziehung eines diese Beschränkung erfassenden Mechanismus, könnte beispielsweise in Analogie zu Barro (1979, S. 966) die Relation Ver-

verschuldung/GNP verwendet werden. Diese weist allerdings weder in der empirischen Untersuchung von Barro (1979) noch bei Kremers (1989, S. 229) ein statistisch signifikanten Parameterwert auf. Dies ist nach Kremers (1989, S. 229) durch die fehlende typische Stationaritätseigenschaft dieser Relation zu erklären. Wird stattdessen die verzögerte Relation Zinsverpflichtungen/GNP in das Barrosche Gleichungssystem eingefügt, weist diese ein statistisch signifikantes, negatives Vorzeichen (auf dem 5%-Niveau) auf. Hiermit ist die Existenz eines Stabilisierungsmechanismus aus der Sicht von Kremers (1989) bestätigt, welches eine exzessive Akkumulierung öffentlicher Wertpapiere verhindert, indem die Kosten der öffentlichen Verschuldung relativ zum GNP eine Stabilisierung erfahren und damit indirekt auch die Relation Verschuldung/GNP. Zusätzlich berücksichtigt Kremers (1989) noch die Relation Zinsen/GNP, um einen monetären Regimewechsel der Federal Reserve Bank ab 1952 empirisch zu erfassen. Die Stabilisierung der Relation Verschuldung zu GNP ist erst nach 1952 vom Niveau der Zinsen abhängig. Letztendlich ist durch die Einbeziehung der beiden Relationen in das ursprüngliche Modell von Barro (1979, 1986a) eine erhebliche Verbesserung des Modelles in statistischer Hinsicht verbunden, da die geschätzte Varianz der Fehler sich hierdurch reduziert [vgl. Kremers (1989, S. 231/232)]. Zusätzlich verbessert sich die Prognosequalität des ökonometrischen Modelles. In Hinblick auf die Entwicklung der öffentlichen Verschuldung seit dem Beginn der 80er Jahre läßt sich aus diesem Modellansatz des weiteren folgern, daß unter der Reagan-Administration die Defizitpolitik systematisch (aus ideologischen Gründen) verändert wurde.<sup>58</sup>

Die von Kremers (1989) vorgenommene Modellierung durch Einbeziehung der beiden Relationen in das Modell von Barro (1979, 1986a) ermöglicht sowohl die Erfassung kurz- als auch langfristiger Effekte der Fiskalpolitik. Die empirische Analyse läßt den Schluß zu, daß seit den 20er Jahren bis Anfang der 80er Jahre die fiskalischen Institutionen ihre Fiskalpolitik durch das Erfordernis einer Stabilisierung der Relation Verschuldung/GNP geleitet haben. Erst seit 1981 ergaben sich durch die stark ansteigenden öffentlichen Schulden und die damit verbundenen Kosten keine

---

<sup>58</sup> Diese Entwicklung kann nach Sargent (1986, S. 6/7) zurückgeführt werden auf eine exogene Veränderung des erwarteten langfristigen (permanenten) Niveaus der staatlichen Ausgaben; danach wurde durch die Wahl von Ronald Reagan eine langfristige Reduzierung des staatlichen Engagement signalisiert. Aus dem »Tax-Smoothing«-Ansatz folgt als optimale Politik des staatlichen Sektors eine sofortige Reduzierung der permanenten Steuereinnahmen im Verhältnis zum vorherigen Pfad der Steuereinnahmen. Eine Konsequenz dieser Anpassung ist die Realisierung von Defiziten. Nach einiger Zeit sind dann die Anforderungen auf der Basis der intertemporalen Budgetbeschränkung relevant, so daß Budgetüberschüsse zu realisieren sind. Dementsprechend ist diese Entwicklung konform mit dem »Tax-Smoothing«-Ansatz.

Veränderungen in der Ausgabenpolitik wie der Steuereinnahmenpolitik. Eine entsprechende Stabilisierung ist in Hinblick auf die Vermeidung einer »Verletzung« der intertemporalen Budgetbeschränkung zu erwarten. Bezogen auf den Untersuchungszeitraum bleibt festzuhalten, daß durch die langfristigen Beschränkungen der Finanzierung durch den Kapitalmarkt eine Beeinflussung der alljährlichen Budgetpolitik seit den 20er Jahren vorhanden ist. Für den größten Teil des untersuchten Zeitraumes wurde der Anteil der öffentlichen Verschuldung am GNP recht stabil gehalten und damit Stabilisierungsmaßnahmen initiiert.

Huang und Lin (1993) überprüfen die »Tax-Smoothing«-Hypothese unter Verwendung eines stochastischen Modellrahmens (siehe die Ausführungen im Abschnitt C.I.1.b). Auf der theoretischen Ebene setzt der wohlwollende Diktator Budgetdefizite ein, wenn der Politiker eine Zunahme der Wachstumsrate des Outputs beziehungsweise eine Abnahme der Wachstumsrate der staatlichen Ausgaben antizipiert. Bezüglich der ökonometrischen Modellierung verwenden Huang und Lin (1993) die Überlegungen von Hansen und Sargent (1991b) zu den »Exact-Linear-Rational-Expectations«-Modellen (siehe Abschnitt B.I). Die ökonometrische Umsetzung dieses Ansatzes erfolgt durch ein Vektorautoregressives Modell (siehe hierzu die detaillierten Ausführungen im Kapitel E). Die »Tax-Smoothing«-Hypothese wird für die Vereinigten Staaten über den Zeitraum von 1929 bis 1988 überprüft. Formale Tests bedingen eine Ablehnung der Hypothese für den gesamten Untersuchungszeitraum, während die Periode beginnend mit 1947 in einer Bestätigung mündet. Huang und Lin (1993) identifizieren als Quelle für die unterschiedlichen Ergebnisse in bezug auf die Bestätigung der »Tax-Smoothing«-Hypothese (TSH) eine Veränderung der zugrundeliegenden Beziehung zwischen den ökonomischen Variablen. »[D]ifferences in the data-generating process across different subsample periods rather than the failure of the TSH itself should account for the statistical rejection for the full sample period data« [Huang und Lin (1993, S. 329)]. Die Berücksichtigung einer alternativen Theorie für die Verwendung von Budgetdefiziten erweist sich – unter Beachtung des Kriteriums der Erklärungsgüte – sowohl über den gesamten Untersuchungszeitraum als auch für die Nachkriegsperiode (1947 bis 1988) als unterlegen gegenüber der »Tax-Smoothing«-Hypothese.

Manasse (1996) geht der Frage nach, ob die Steuersätze zu gering sind. Unter Beachtung der intertemporalen Budgetbeschränkung gelangt Manasse (1996) zum Ergebnis, daß niedrige Steuersätze durchaus optimal sein können im Rahmen eines Ansatzes optimaler Besteuerung, wenn diese durch die Erwartung einer zukünftigen Stabilisierung der staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter und Transfers gerechtfertigt sind. Darüber

hinaus ist eine nichtlineare Beziehung zwischen den Steuersätzen und den staatlichen Ausgaben auf der theoretischen Ebene ableitbar, die auch in den Datensätzen insbesondere für Kanada und den Vereinigten Staaten zu beobachten ist.

#### **4. Zusammenfassung der empirischen Ergebnisse zur wohlfahrtsökonomischen »Tax-Smoothing«-Hypothese**

Die »Tax-Smoothing«-Hypothese ist charakterisiert durch empirisch testbare Aussagen in Hinblick auf die zeitliche Entwicklung der Steuersätze (insbesondere auf das Arbeitseinkommen) sowie vor allem bezüglich der Einflußvariablen der öffentlichen Verschuldung. Die theoretischen Überlegungen sind auf die Minimierung der intertemporalen Wohlfahrtsverluste aus der Verwendung verzerrender Steuern gerichtet. Generell sind Budgetdefizite – und analog Steuern auf das Kapitaleinkommen – lediglich bei temporären Schwankungen in den staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter sowie bei Schwankungen der Besteuerungsbasis, dem Output, zu verwenden.

Im Zusammenhang mit den Steuersätzen ist die »Martingale«-Eigenschaft von zentraler Bedeutung, wonach Veränderungen der Steuersätze sich nicht prognostizieren lassen. [Diese Sichtweise ist analog zu derjenigen der permanenten Einkommenshypothese in der Interpretation von Hall (1978).] Aus empirischer Sicht folgen demnach die Steuersätze einem »Random-Walk«-Prozeß. Hingegen spielt bei der Festlegung der Haushaltsdefizite aus der empirischen Sicht vor allem die Unterscheidung zwischen temporären und permanenten Komponenten der staatlichen Ausgaben sowie der Besteuerungsbasis eine wesentliche Rolle. Bei Variationen der permanenten Komponenten sind die Steuersätze (auf das Arbeitseinkommen) im vollem Ausmaß anzupassen, während eine Verwendung von Budgetdefiziten nicht angebracht ist. Hingegen weist der »Tax-Smoothing«-Ansatz den Defiziten die zentrale Rolle bei der Finanzierung temporärer Schocks zu.

Die diversen empirischen Untersuchungen sind durch ein gemischtes Bild bezüglich der Bestätigung der »Tax-Smoothing«-Ansätze gekennzeichnet.<sup>59</sup> Entsprechend den beiden potentiellen Ansatzpunkten bleibt festzuhalten:

---

<sup>59</sup> Einige empirische Untersuchungen zur »Tax-Smoothing«-Hypothese haben sich neuerer Ansätze der Zeitreihenanalyse bedient. Auf dieser Grundlage folgen teilweise differenzierte Aussagen und Strategien bei der empirischen Überprüfung. Darüber hinaus sollte auch nicht die Nebenbedingung der intertemporalen Budgetbeschränkung außer acht gelassen werden. Diese ist in einigen empirischen Untersuchungen im Sinne

1. Die »Martingale«- beziehungsweise »Random-Walk«-Eigenschaft der Steuersätze wird in einigen ökonometrischen Untersuchungen bestätigt und von anderen abgelehnt. Dies ist auf unterschiedliche Untersuchungszeiträume zurückzuführen. Insbesondere die Ansätze von Sahasakul (1986) sowie Bizer und Durlauf (1990) gelangen zur Erkenntnis, daß die Veränderung der Steuersätze durch ökonomische, aber auch politische Variablen vorhersagbar sind. Dahingegen gelangen empirische Untersuchungen, die den Untersuchungsgegenstand über die Vereinigten Staaten hinaus erweitern, zum Ergebnis, daß im wesentlichen in anderen Ländern als den Vereinigten Staaten die »Martingale«-Eigenschaft allenfalls vereinzelt auftritt.
2. In bezug auf die Determination der Budgetdefizite durch einige ökonomische Variablen bestätigen eine Reihe von ökonometrischen Studien die Relevanz dieser Variablen. Allerdings ist ebenfalls die Bedeutung konjunktureller Schwankungen hervorzuheben, wonach die Steuersätze auf das Arbeitseinkommen in diesem Zusammenhang im Verhältnis zur theoretischen Fundierung zu stark reagieren. Dahingegen bestätigt der Ansatz von Huang und Lin (1993) die »Tax-Smoothing«-Hypothese; dieser Ansatz ist durch eine ökonometrisch fundierte Unterscheidung zwischen temporären und permanenten ökonomischen Komponenten gekennzeichnet. Die unterschiedlichen Ergebnisse könnten durch verschiedene Untersuchungszeiträume begründet sein. Insbesondere Untersuchungen, die über einen längeren Zeitraum verfügen, tendieren zur Ablehnung des »Tax-Smoothing«-Ansatzes. Dies dürfte begründet sein durch die Einbeziehung von Zeiträumen mit kriegerischen Auseinandersetzungen, in deren Rahmen grundlegende ökonomische Zusammenhänge einer Veränderung unterliegen, die im Rahmen des theoretischen »Tax-Smoothing«-Ansatzes als unverändert unterstellt werden; als Beispiel sei die Steuerelastizität des Outputs genannt [siehe Hess (1993b)].

Prinzipiell stellt sich auf der Ebene der empirischen Untersuchungen somit ein recht gemischtes Bild in bezug auf die Gültigkeit der »Tax-Smoothing«-Hypothese der Haushaltsdefizite ein. Dieses Ergebnis läßt nur den Schluß zu, daß neben den unterstellten wohlfahrtsökonomisch geprägten Verhaltensweisen der politischen Entscheidungsträger weitere Faktoren eine Rolle spielen müssen. Daneben dürften bei einigen empirischen Ansätzen allerdings auch die mangelnde Fundierung und Berücksichtigung neuerer Ansätze der Zeitreihenanalyse eine Rolle gespielt haben.

---

einer Überprüfung einer verbundenen – gemeinsamen – Hypothesen zu verstehen. Das heißt, es erfolgt ein Test auf Gültigkeit der »Tax-Smoothing«-Hypothese *und* ein Test auf Gültigkeit der intertemporalen Budgetbeschränkung.



Für die weitere Vorgehensweise der Analyse soll von der Hypothese ausgegangen werden, daß die intertemporale Budgetbeschränkung ihre Gültigkeit besitzt. Ebenfalls Grundlage der nachstehenden Betrachtung ist die Unterstellung einer rationalen Erwartungsbildung durch die politischen Entscheidungsträger. Als zentraler Unterschied zur bisherigen Analyse soll dagegen eine veränderte Zielfunktion bei den politischen Entscheidungsträgern Berücksichtigung finden. Diese können sich auch an anderen Zielen als den bisher unterstellten orientieren. Bevor auf *politökonomische* Ansätze näher eingegangen wird, ermöglicht allerdings bereits die wohlfahrtsökonomische Betrachtung eine Relativierung der bisherigen Untersuchung. Auf der theoretischen Ebene läßt sich der Ansatz der *dynamischen Inkonsistenz optimaler Pläne* anführen, der im anschließenden Abschnitt C.III im Mittelpunkt steht und einige der Abweichungen vom »Tax-Smoothing«-Ansatz (und auch anderer Überlegungen der dynamischen optimalen Besteuerung) zu erklären hilft.

### III. Dynamische Inkonsistenz optimaler Pläne und optimale Budgetdefizite auf der Basis der »Tax-Smoothing«-Hypothese

Aus den verschiedenen »Tax-Smoothing«-Ansätzen folgen Implikationen für die Entwicklung der Steuersätze (vor allem in Hinblick auf die Besteuerung des Einkommens sowie des Kapitals), der Inflationsrate sowie die Realisierung von Budgetdefiziten. Die bisherige theoretische Analyse basierte auf der Vorstellung, daß die fiskalische Autorität – und damit der sie repräsentierende wohlwollende Diktator – als dominanter Stackelberg-Führer agiert. Die fiskalische Autorität legt in diesem Modellrahmen die Steuersätze fest, auf deren Basis sodann die Marktteilnehmer ihre optimalen Entscheidungen treffen. Folglich wird die fiskalische Autorität in Kenntnis dieses zeitlichen Ablaufs der Entscheidungen die Steuersätze derart setzen, daß ihre Zielfunktion eine Maximierung erfährt. Darüber hinaus liegt diesem Optimierungsansatz die Annahme zugrunde, daß die anfänglich für den gesamten – unendlich lange dauernden – Planungszeitraum angekündigte Fiskalpolitik auch in den folgenden Perioden eine Realisierung erfährt [siehe Richter und Wiegard (1993, S. 358)]. Man spricht bei diesem Modellrahmen von einer Ramsey-Politik, die auch als »Open-Loop«-Politik bezeichnet wird.

Ausgangspunkt der dynamischen optimalen Besteuerung ist die statische Analyse von Ramsey (1927). In dieser Modellwelt werden die Steuersätze simultan determiniert. Bei der dynamischen Erweiterung dürfte eine



simultane Bestimmung nicht ohne weiteres möglich sein; hier werden die Steuersätze eher sequentiell durch die entsprechende Regierung bestimmt, die ihrerseits keine Möglichkeit haben dürfte, die Steuersatzentscheidung ihres jeweiligen Nachfolgers zu beeinflussen. Folglich tritt das Problem der *Zeitinkonsistenz* oder *dynamischen Inkonsistenz* auf [vgl. hierzu Lucas und Stokey (1983, S. 56) sowie Chari et al. (1989, S. 265/266)]. Die fundamentalen Überlegungen von Kydland und Prescott (1977) zur dynamischen Inkonsistenz optimaler Pläne unterstellen einen wohlfahrtsökonomisch orientierten Modellrahmen. Ansatzpunkt ihrer Betrachtung ist die anfänglich angekündigte Politikmaßnahme, auf deren Basis die Marktteilnehmer ihre individuell optimalen Entscheidungen treffen. Kydland und Prescott (1977) gelangen zum Ergebnis, daß es für den wohlwollenden Diktator und damit für alle Individuen vorteilhaft sein kann, wenn von der anfänglich angekündigten optimalen Politikmaßnahme in späteren Perioden abgewichen wird, da Nutzenzuwächse eintreten oder Wohlfahrtsverluste sich reduzieren. Die von den Marktteilnehmern getroffenen Entscheidungen stellen für den wohlwollenden Diktator ein Faktum dar, auf dessen Grundlage sich eine neue optimale Politikmaßnahme realisieren läßt, die zu einer Wohlfahrtsverbesserung führt. Eine Ramsey-Politik ist daher als zeitinkonsistent (dynamisch inkonsistent) zu bezeichnen, »wenn es unter Nutzenaspekten vorteilhaft und möglich ist, in späteren Perioden von den ursprünglichen Politikplänen abzuweichen« [Richter und Wiegard (1993, S. 360)]. Die Möglichkeit der Realisierung einer zeitinkonsistenten Politikmaßnahme ist mit der Existenz von Bestandsgrößen beziehungsweise der Abweichung von ex ante und ex post Elastizitäten in bezug auf die individuellen Entscheidungen verbunden.

Die Realisierung einer zeitinkonsistenten Politikmaßnahme setzt voraus, daß sich die Individuen täuschen lassen. (Diese Täuschung ist Voraussetzung für die Wohlfahrtsverbesserung.) Bei Unterstellung auf der Basis rationaler Erwartungen agierender Individuen, werden die Marktteilnehmer das Verhalten des wohlwollenden Diktators jedoch antizipieren: Die Individuen passen sich an und die Wohlfahrt verringert sich als Folge der Reaktion der Marktteilnehmer auf die dynamische Inkonsistenz optimaler Pläne. Anders gewendet: In den individuellen Entscheidungen der Marktteilnehmer ist berücksichtigt, daß der wohlwollende Diktator die sich hierin manifestierten Fakten zur erneuten Optimierung zu Nutze macht und damit von der anfänglich angekündigten – und durchgeführten – Politikmaßnahme in späteren Perioden abweicht. Die anfänglich (angekündigte) Politik ist demnach aus der Sicht der Individuen mit dem Makel der Unglaubwürdigkeit versehen. Hiervon hat auch der allwissende, wohlwollende Diktator Kenntnis, so daß letztendlich – bei Abwesenheit asymmetrischer Informationen – ausschließlich glaubwürdige und damit zeitkonsistente Politikmaßnahmen

eine Realisierung erfahren. [Diese werden als »Closed-Loop«-Politik bezeichnet. Darüber hinaus lassen sich nach Lucas und Stokey (1983, S. 64) zeitkonsistente optimale Politikmaßnahmen als ein Set von teilspielperfekten Nash-Gleichgewichtsstrategien interpretieren.]

Welche Konsequenzen ergeben sich aus dem Konzept der dynamischen Inkonsistenz optimaler Pläne für die Ansätze der »Tax-Smoothing«-Hypothese und der dynamischen optimalen Besteuerung [vgl. auch Sargent (1987, Kapitel XV)]? Zunächst folgen aus diesen Ansätzen optimale Fiskalpolitiken, die sich in Aussagen in Hinblick auf die Einkommensteuersätze, die Emission von Staatsschuldverschreibungen sowie die »Besteuerung« von Kapital und Geld artikulieren. Generell kann auf Basis des »Tax-Smoothing«-Ansatzes der Schluß gezogen werden, daß die Steuersätze auf das Arbeitseinkommen konstant zu halten sind. Wie soll nun auf Schocks – Innovationen der staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter oder Innovationen in bezug auf die Besteuerungsbasis – reagiert werden? Der »Tax-Smoothing-over-Time«-Ansatz verwendet hierzu die Emission von Staatsschuldverschreibungen, wohingegen im Rahmen der Kapital und Geld einbeziehenden »Tax-Smoothing«-Ansätze eine innovationsbedingte Änderung der Kapitaleinkommensbesteuerung beziehungsweise der Inflationsrate zusätzliche Einnahmen generiert, die als zur Emission von Staatsschuldverschreibungen alternative Finanzierungsform anzusehen sind. [Generell sind die Kapitaleinkommensteuersätze im Durchschnitt null und die Geldpolitik orientiert sich an der Entwicklung des Produktionspotentials oder verfolgt die Geldmengenwachstumsregel von Friedman (1960).] Hieraus folgt, daß für den regulären Fall eine Finanzierung der staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter *prinzipiell* durch eine Einkommensteuer vorzunehmen ist. Lediglich zur Absorption von Schocks sind *bedingt* andere Finanzierungsinstrumente zu verwenden. Diese bedingte Verwendung anderer Finanzierungsinstrumente – d. h. Staatsschuldverschreibungen, Besteuerung des Kapitaleinkommens sowie aktive »Seigniorage« – zeichnet die optimale Fiskalpolitik der »Tax-Smoothing«-Ansätze aus. Die diesen Ansatz umsetzenden wohlwollenden Diktatoren werden diese »Optimal-Contingent«-Politik den Marktteilnehmern ankündigen und auch realisieren.

Die Ableitung der optimalen Fiskalpolitik auf Basis der »Tax-Smoothing«-Hypothese ist als Ramsey-Politik zu interpretieren. Äquivalent hierzu ist die Vorstellung, daß die (optimalen) Steuersätze simultan determiniert werden. Für den statischen Modellrahmen des Originalansatzes von Ramsey (1927) dürfte diese Annahme zu akzeptieren sein, »but in a dynamic application it is more realistic to think of tax rates as being set sequentially through time by a succession of governments« [Lucas und

Stokey (1983, S. 56)]. Hieraus folgt als schwerwiegende Konsequenz: »If government at each date is free to rethink the optimal tax problem from the current date on, it will not, in general, find it best to continue with the policy initially found to be optimal« [Lucas und Stokey (1983, S. 56)]. Die Folge ist eine zeitinkonsistente Fiskalpolitik. So besteht für den allwissenden, wohlwollenden Diktator oder auch seinen Nachfolger die Möglichkeit – nach Ankündigung seiner optimalen »Tax-Smoothing«-Politik, einer ersten Realisierung sowie der individuellen Reaktion hierauf –, die Politik auf der Basis der individuellen Entscheidungen zu verändern, sofern hiermit Wohlfahrtszuwächse verbunden sind. Insbesondere ist die Möglichkeit nicht auszuschließen, daß die *bedingte* Verwendung der anderen Finanzierungsinstrumente nicht länger an die vormals angekündigten Umstände gebunden ist. Vielmehr liegt es nahe, diese Finanzierungsinstrumente auch bei Abwesenheit dieser einst angekündigten Bedingungen zu verwenden. Drei Beispiele sollen dies verdeutlichen:

1. Die Emission von Staatsschuldverschreibungen beinhaltet das »Versprechen« den hiermit verbundenen Verpflichtungen nachzukommen. Hierbei handelt es sich um die Zins- sowie um die Rückzahlungs- beziehungsweise Einlösungsverpflichtung. Die Marktteilnehmer erwerben die Staatsschuldverschreibungen in Hoffnung auf Zinszahlungen und Rückzahlung des Anlagebetrages. Nach Erwerb der Papiere ist es denkbar, daß der wohlwollende Diktator den Verpflichtungen nicht nachkommt. Ausgaben für Zinsen werden folglich eingespart. Es liegt somit Zeitinkonsistenz vor, die sich in der *Zahlungsverweigerung* äußert [vgl. vertiefend die Ausführungen von Chari et al. (1989, S. 290–302)].<sup>60</sup>

---

<sup>60</sup> Prinzipiell folgt aus der Möglichkeit der Verweigerung der Rückzahlung nach Lucas und Stokey (1983, S. 69), daß diese Möglichkeit wahrgenommen wird. Insbesondere besteht ein Anreiz – unter bestimmten Bedingungen – die bestehende reale öffentliche Verschuldung zu reduzieren. Dies kann beispielsweise durch formale Verweigerung der Tilgung erfolgen. Eine höhere anfängliche Verschuldung ist mit einer höheren Besteuerung verbunden, die ihrerseits eine höhere Überschußbelastung impliziert. Scheinbar ergeben sich durch eine Verringerung der öffentlichen Schuld durch die staatliche – illegale – Weigerung der Rückzahlung Wohlfahrtsgewinne des repräsentativen Individuums. Aber: Durch diese Methode der Reduzierung dürften die Möglichkeiten der staatlichen Kreditaufnahme drastisch eingeschränkt werden und damit letztendlich die Verwendung der öffentlichen Schulden als Instrument der Steuersatzglättung entfallen. Dies führt zu Wohlfahrtsverlusten. [Für eine Beschreibung dieser Überlegungen siehe auch Persson und Svensson (1984) sowie Calvo (1988).] Damit dürfte dieses Problem der zwangsweisen Verringerung der öffentlichen Schuld eher von geringerer Bedeutung sein. Sollte aber die Rückzahlung verweigert werden, folgen entsprechende Anpassungsmaßnahmen der Individuen mit der extremen Konsequenz, daß die Kreditaufnahme als Instrument der Finanzierung der staatlichen Ausgaben nicht länger verfügbar ist. Die staatlichen Ausgaben können dann nur durch Steuereinnahmen finanziert werden; eine pareto-inferiore Allokation tritt ein, da keine Glättung der Steuersätze erzielbar ist.

2. Die Überlegungen der Ansätze zum »Tax-Smoothing-across-States-of-Nature« gelangen zum Ergebnis, daß der erwartete Steuersatz auf das Kapitaleinkommen null sein und lediglich zur Absorption von Schocks eine solche Steuer verwendet werden sollte. Die Individuen wissen von der schockbedingten Besteuerung des Kapitaleinkommens und können sich folglich darauf einrichten. Sind die Investitionen von den Marktteilnehmern getätigt, besteht für den wohlwollenden Diktator ein Anreiz sich der damit verbundenen Fakten zu bedienen und eine Besteuerung des Kapital(einkommen)s vorzunehmen, selbst wenn keine Schocks vorhanden sind. Hierdurch lassen sich weitere Einnahmen realisieren. (Eine Verbreiterung der Finanzierungsbasis bei lediglich geringen Wohlfahrtsverlusten ist die Folge.) Damit ist generell die Einführung einer Kapitaleinkommensteuer als zeitinkonsistent anzusehen, sofern nicht die Bedingungen im Sinne des »Tax-Smoothing«-Ansatzes vorliegen [siehe vertiefend Chari et al. (1989, S. 277–290)].
3. Eine *bedingte* Abweichung der Geldpolitik von der einfachen Geldregel im Sinne von Friedman (1960) ist durch den »Tax-Smoothing«-Ansatz ebenfalls abgedeckt. Die stabilitätsorientierte Ausrichtung der Geldpolitik hat den Effekt, daß die Marktteilnehmer Staatsschuldverschreibungen erwerben, die in Nominalwerten ausgedrückt sind, da keine Inflationierung auf der Grundlage der angekündigten Politik zu erwarten ist. Nach dem Erwerb dieser Wertpapiere besteht hingegen seitens des wohlwollenden Diktators ein Anreiz durch inflationäre Geldpolitik den realen Wert dieser Papiere zu mindern, um so für den staatlichen Sektor die Finanzierungskosten zu senken. Damit ist ebenfalls eine zeitinkonsistente Politik verbunden.<sup>61</sup>

---

<sup>61</sup> Diese Politik eröffnet sich durch die Existenz von öffentlichen Schulden, die in nominalen Werteinheiten ausgedrückt sind. Dies erlaubt die Entwertung der staatlichen Wertpapiere. Zur Sicherung des Realwertes bietet sich folglich eine Indexierung der öffentlichen Staatsschuldverschreibungen an, um die Entwertung der Staatsschuldverschreibungen durch eine inflationäre Geldpolitik zu verhindern [vgl. Calvo (1978b) sowie insbesondere den zentralen Beitrag von Lucas und Stokey (1983)]. Es dürfte zu erwarten sein, daß die Marktteilnehmer angesichts der potentiell möglichen Entwertung der nominell ausgedrückten öffentlichen Schulden, solche Wertpapiere nicht erwerben. Nun existiert allerdings der empirisch belegte Sachverhalt, daß derartige Staatsschuldverschreibungen weiterhin vorhanden sind. Bohn (1988) gelangt zur Erkenntnis, daß dieser Sachverhalt durch wohlfahrtsökonomische Überlegungen zu erklären ist. Denn die wohlwollenden Diktatoren können unter Zuhilfenahme dieser Wertpapiere besser auf makroökonomische Schocks reagieren, die sich ebenfalls auf das staatliche Budget auswirken. »Shocks to the economy generally require unexpected changes in the path of taxes. If debt is nominal, these shocks also change prices and the real value of government debt. Compared to the situation with indexed debt, the price effect may reduce the required changes in the path of taxes. Unless taxes are lump-sum, these differences in taxation have important welfare implications« [Bohn (1988, S. 127)]. Die theoretischen Überlegungen von Bohn (1988) laufen auf die wohlfahrtsökonomisch motivierte

Zieht man die empirischen Beobachtungen heran, lassen sich als Erkenntnisse festhalten (siehe auch die Ausführungen in Abschnitt C.II.4):

1. Es konnte beobachtet werden, daß in Friedenszeiten die Steuersätze sich annähernd im Verhältnis eins zu eins mit den staatlichen Ausgaben verändern; der größte Teil dieser Veränderung dürfte sich allerdings nicht auf eine Variation der Kapitaleinkommensteuersätze beziehen.
2. Die Steuersätze auf Arbeit weisen eine zu hohe Variabilität im Gegensatz zu den Steuersätzen auf das Kapital und die Inflationsrate auf. Die Varianz in den Kapitaleinkommensteuersätzen sowie in bezug auf die Inflationsrate ist zu gering. Zusätzlich ist der Durchschnittswert der Kapitaleinkommensteuersätze sowie der Durchschnittswert der Inflationsrate zu hoch.

Alesina und Tabellini (1992, S. 339) folgern, daß keine Verteilung der Steuereinnahmen entsprechend den »Tax-Smoothing-across-States-of-Nature«-Ansätzen vorliegt. Im Vergleich zu deren Politikempfehlungen wird vom staatlichen Sektor eine zu geringe Streuung vorgenommen; d. h. der politische Entscheidungsträger kauft zu wenig »Versicherungsleistungen« gegen Schocks in Hinblick auf die staatlichen Ausgaben und hinsichtlich der Variation der Besteuerungsbasis [vgl. Alesina und Tabellini (1992, S. 339)].

Eine Erklärung für die Abweichung der Realität von den Aussagen des dynamischen Ansatzes der optimalen Besteuerung liegt in der mangelnden Glaubwürdigkeit der staatlichen Institutionen [siehe Alesina und Tabellini (1992, S. 339)]. Die mangelnde Glaubwürdigkeit bezieht sich auf die Politikmaßnahmen, die mit den »Tax-Smoothing«-Ansätzen verbunden sind. Die Marktteilnehmer können – wie oben bereits ausgeführt – erwarten, daß die wohlwollenden Diktatoren von der bedingten Nutzung im Sinne der »Tax-Smoothing«-Ansätze der anderen Finanzierungsinstrumente (d. h. Kapitaleinkommensbesteuerung und aktive »Seigniorage« durch Schaffung von Basisgeld) abweichen. Diese mangelnde Glaubwürdigkeit ist das Resultat fehlender *bindender Abmachungen* in bezug auf die bedingte Verwendung von Staatsschuldverschreibungen, von Kapitaleinkommensteuern sowie einer inflationären Geldpolitik. Das heißt, die staatlichen Institutionen

---

Aussage heraus, daß ein Teil – aber nicht der gesamte Bestand – der Staatsschuldverschreibungen nominal ausgedrückt sein sollte [vgl. Bohn (1988, S. 138/139)]. »In many countries, we see *only* nominal debt. My conjecture is that this phenomenon is due to a variable maturity structure, which has been excluded from our model. If we have autocorrelated inflation... the inflation risk of nominal bonds increases with maturity. The optimal sensitivity of the value of debt to inflation can be obtained by choosing the right maturity structure« [Bohn (1988, S. 139/140)].

können sich nicht auf eine optimale »Tax-Smoothing«-Politik bindend festlegen. Als Folge enthält beispielsweise die sich ergebende Gleichgewichtspolitik ein zu hohes Ausmaß an Kapitalbesteuerung, da die verzerrenden Effekte der Kapitalbesteuerung vom staatlichen Sektor vernachlässigt werden können [siehe die ausführliche Darstellung von Persson und Tabellini (1990, S. 99–117) sowie Alesina und Tabellini (1992, S. 339)]. Dieser Mangel an bindenden Abmachungen ist in der Lage, die folgenden Abweichungen zu erklären [vgl. Alesina und Tabellini (1992, S. 339/340)]:

1. Eine Tendenz hin zu einer erhöhten Inflation und einer höheren Kapitalbesteuerung im Vergleich zum »Tax-Smoothing«-Ansatz.<sup>62</sup>
2. Abweichung des staatlichen Sektors von der Anwendung der Vorschläge und Empfehlungen des »Tax-Smoothing-over-Time«-Ansatzes. Damit lassen sich die teilweise in den Rezessionen über dem normalen Niveau liegenden Steuersätze sowie die Finanzierung der Kriege durch erhöhte Steuersätze erklären.

Durch diese Sichtweise ist nicht erklärbar, warum die politischen Entscheidungsträger ein geringes Ausmaß an »Tax-Smoothing-across-States-of-Nature« verfolgen. Des weiteren läßt sich auch nicht bestätigen, daß Länder mit einer hohen Inflationsrate einen Bias *gegen* öffentliche Verschuldung aufweisen. Eher ist nach Alesina und Tabellini (1992, S. 340) das Gegenteil der Fall.<sup>63</sup> Zur Erklärung des geringen Ausmaßes der Inan-

---

<sup>62</sup> Prinzipiell können hier auch die Überlegungen der zeitinkonsistenten optimalen Pläne angewendet werden. Nach der Investitionsentscheidung ist die Besteuerungsbasis vorherbestimmt und festgelegt, und es ist ex post optimal den Steuersatz so hoch wie notwendig zu setzen. Allerdings kann eine exzessive Besteuerung des Kapitals fast ausgeschlossen werden. Hierfür lassen sich wiederum Reputationsüberlegungen anführen. Durch diese »Enteignung« sind negative Effekte und Umverteilungskonsequenzen in der langfristigen Sichtweise verbunden. Darüber hinaus können auch Transaktionskosten im Zusammenhang mit der Veränderung der gesetzlichen Regelungen entstehen, die bei der überraschenden Veränderung der Besteuerung zu berücksichtigen sind. Ebenfalls denkbar sind illegale Ausweichreaktionen der Individuen (so durch Steuerhinterziehung oder gar Steuerflucht). Im Unterschied zur »Besteuerung« des Geldes beziehungsweise der Geldhaltung durch die Inflationssteuer bestehen bei der Kapitalbesteuerung zunächst einmal zeitliche Differenzen zwischen der Ankündigung der überraschenden Besteuerung und der Durchführung selbst. Zusätzlich erfordert die Durchführung einer Kapitalbesteuerung eine parlamentarische Auseinandersetzung und damit auch zeitliche Verzögerungen. [Siehe die Zusammenfassung der Überlegungen zur Kapital- und Vermögensbesteuerung bei Persson und Tabellini (1990, S. 115–117).]

<sup>63</sup> Prinzipiell sollte erwartet werden – jedenfalls aufgrund der Überlegungen von Calvo (1988) –, daß in Ländern mit einer hohen öffentlichen Verschuldung bei einem diskretionärem Handlungsspielraum – und damit bei Abwesenheit von glaubwürdigen und bindenden Abmachungen – ein Anreiz für eine erhöhte Inflationsrate existent ist. Nach Cukierman (1992, S. 58) steigt die Effektivität der Erzielung von Einnahmen aus »Seigniorage« mit dem Bestand an öffentlichen Schulden, folglich sollte mit Zunahme der



spruchnahme von »Versicherungsleistungen« ist nach Grossman und van Huyck (1987), die Existenz der Anreizbeschränkung moralisches Risiko (»Moral-Hazard«) anzuführen. Danach kann zunächst zwischen exogenen Schocks in bezug auf die staatlichen Ausgaben (diese können beobachtet werden) und endogenen Schocks (diese sind ihrerseits nicht von den endogenen Komponenten der staatlichen Ausgaben streng zu trennen und werden simultan mit den Besteuerungsmaßnahmen beschlossen) unterschieden werden. Alesina und Tabellini (1992, S. 340) folgern: Nur die zu beobachtenden exogenen Schocks sind »versicherbar«; der staatliche Sektor wird sich auf der Grundlage der ungünstigen Begleitumstände dieser Schocks, um die Beschaffung nicht verzerrender Einnahmen bemühen. Folglich läßt sich im Gleichgewicht jeder nicht beobachtbare Schock ausschließlich durch eine Veränderung der verzerrenden Steuern kompensieren.

Unter Beachtung der Überlegungen von Kydland und Prescott (1977) wird die aus den »Tax-Smoothing«-Ansätzen abgeleitete Fiskalpolitik nur dann von den wohlwollenden Diktatoren realisiert werden können, wenn der staatliche Sektor eine bindende Abmachung eingehen kann, welche die plötzliche Einführung einer anderen Steuer (zum Beispiel Kapitaleinkommensbesteuerung), die Verweigerung der Begleichung der Zinsverpflichtungen aus der öffentlichen Verschuldung sowie die Begleichung der öffentlichen Schuld ausschließt.<sup>64</sup> Anders ausgedrückt: Die Überlegungen zur dy-

---

öffentlichen Schulden auch die Inflationsrate steigen. Allerdings ist diese Möglichkeit durch die Aufnahmefähigkeit des Kapitalmarktes eingeschränkt: Ein ausgeprägter (weiter) Kapitalmarkt vermeidet den Einsatz einer erhöhten Inflationsrate, da sich hieraus negative Auswirkungen für die Plazierung staatlicher Anleihen ergeben, während bei einem engen Kapitalmarkt eher die umgekehrten Überlegungen angeführt werden können. Unter sonst gleichen Bedingungen (Höhe des Bestandes an staatlichen Wertpapieren) kann eine Tendenz zur höheren Inflationsrate in Ländern mit einem engen Kapitalmarkt beobachtet werden. [Siehe allgemein die Ausführungen von Cukierman (1992, S. 56–59 u. 78).]

<sup>64</sup> Für eine einfache Tauschwirtschaft gelangen Lucas und Stokey (1983) zum Ergebnis, daß die Strukturierung der Fälligkeitsstruktur der Staatsschuldverschreibungen die Zeitinkonsistenzproblematik lösen kann. Mit der korrekten Fälligkeitsstruktur wird der staatliche Sektor automatisch zur Verfolgung und Realisierung der ursprünglichen Steuersatzsetzungspläne angehalten. [Siehe hierzu auch Persson und Svensson (1988).] Lucas und Stokey (1983, S. 57) ziehen den Schluß, daß eine existente optimale Fiskalpolitik zeitkonsistent gemacht werden kann, wenn ein »Debt-Commitment« durch eine hinreichend große Fälligkeitsstruktur besteht. In einer Situation, in der eine Regierung direkt keine bindenden Abmachungen bezüglich der Steuersätze machen kann, wird jede Regierung die öffentliche Verschuldung so gestalten, daß die nachfolgende Regierung mit der ursprünglich optimalen Steuerpolitik fortfährt. Hierzu ist eine hinreichend große Anzahl von Verschuldungsinstrumenten (hinsichtlich der zeitlichen Befristung) erforderlich: Damit ist ein Instrument für jedes zustandsabhängige Gut notwendig, welches zu jedem Zeitpunkt gehandelt wird [siehe Lucas und Stokey (1983, S. 69)]. Die Beachtung der Fälligkeitsstruktur kann somit durch die Etablierung von Glaubwürdigkeit hervorgerufen werden. Wenn der staatliche Sektor nominale Wertpapiere emittiert, bestehen ent-



namischen Inkonsistenz legen die Schlußfolgerung nahe, daß bei Abwesenheit von bindenden Abmachungen (»Commitment«), die Ramsey-Politik irrelevant, da nicht durchsetzbar ist. Letztendlich bedingt die Forderung nach sowie die Voraussetzung von bindenden Abmachungen verfassungsrechtliche Konsequenzen: Die (optimalen) Politikmaßnahmen müssen in der Verfassung verankert sein.

#### **IV. Zusammenfassung und Schlußfolgerungen zur »Tax-Smoothing«-Hypothese**

Die Überlegungen der »Tax-Smoothing«-Hypothese laufen auf die Erkenntnis hinaus, daß Haushaltsdefizite unter bestimmten Bedingungen zur Minimierung der Wohlfahrtsverluste bei verzerrender Besteuerung ihre Berechtigung haben, da eine laufende Anpassung der Steuersätze an temporäre Veränderungen zentraler ökonomischer Variablen – staatliche Ausgaben für Kollektivgüter sowie der aggregierte Output als Besteuerungsgrundlage – aus wohlfahrtsökonomischer Sicht mit Wohlfahrtsverlusten verbunden sind, die mittels des Einsatzes von Budgetdefiziten vermieden werden können. Bei permanenten Veränderungen der genannten ökonomischen Variablen sind dahingegen ausschließlich die Steuersätze anzupassen, während Defizite zu unterlassen sind. Die Berücksichtigung des Faktors Kapital als einen weiteren Anknüpfungspunkt der Besteuerung gipfelt modelltheoretisch in der Erkenntnis der Unbestimmtheit einer derartigen Fiskalpolitik; d. h. es existieren unzählige optimale Fiskalpolitiken, welche sich hinsichtlich der konkreten Ausgestaltung der Kapitaleinkommensbesteuerung unterscheiden. Die Verwendung von Einnahmen aus der Kapitaleinkommensbesteuerung ist analog zu den »Tax-Smoothing-over-Time«-Ansätzen als Residualfinanzierung bei temporären Veränderungen ökonomischer Variablen anzusehen. Da aus ökonomischer Sicht eine einfache einer komplizierten Regel – die sich auf Basis der theoretischen Ansätze einstellt – vorzuziehen ist, kann der Schluß gezogen werden, daß eine Besteuerung des Kapitaleinkommens nicht sinnvoll ist. Folglich sind lediglich Budgetdefizite als Instrument der Residualfinanzierung zu verwenden.

---

sprechend der vorangegangenen Betrachtung starke Anreize, diese öffentlichen Schulden durch eine unerwartete Inflation zu entwerten. Durch eine bestimmte Fälligkeitsstruktur läßt sich dieser Anreiz beseitigen. Damit ist es optimal, die Politik unverändert zu belassen. Die Strukturierung der öffentlichen Schulden geschieht demnach dergestalt, daß durch eine Abweichung von der ursprünglichen optimalen Politik der staatliche Sektor sich selbst bestraft. Diese Situation tritt insbesondere ein, wenn der staatliche Sektor zu einem nominalen Gläubiger wird. [Siehe Lucas und Stokey (1983), Chari et al. (1989) sowie Persson et al. (1987) für eine ausführliche Darstellung dieser Überlegungen.]

Eine weitere potentielle Einnahmenquelle erschließt sich den (fiskalischen) politischen Entscheidungsträgern über die monetäre Autorität in Form der »Seigniorage«, die bei der Schaffung von »High-Powered-Money« (Basisgeld) anfällt. Passive »Seigniorage« ist das Ergebnis einer potentialwachstumsbedingten Ausweitung des Basisgeldes; sie fällt durch einen über den Grenzkosten der Schaffung von Basisgeld gezahlten Preis in Gestalt von Realgütern an [vgl. ausführlich Black (1994)]. Eine monetäre Alimentierung der Inflation generiert Einnahmen aus der aktiven »Seigniorage«, die mit der Inflationssteuer koinzidiert. Die Inflationsrate entspricht hierbei dem Steuersatz. Gleichwohl sind aus wohlfahrtsökonomischer Sicht inflatorische Effekte auf der Ausgabenseite in Kauf zu nehmen; darüber hinaus sind Wohlfahrtsverluste »aufgrund einer Verzerrung und größeren „Volatilität“ der relativen Preise, einer Beeinträchtigung der Geldvermögensbildung und gegebenenfalls inflatorisch angeheizter Verteilungskämpfe« zu beachten [Schlesinger et al. (1993, S. 61)]. Aber auch die Einbeziehung wohlfahrtsökonomischer Überlegungen in Gestalt der Ansätze der optimalen aktiven »Seigniorage« ist kein konkurrenzloser Ausweg, da ebenfalls die Überlegungen von Friedman (1969) existieren, wonach der Nutzen aus der Geldhaltung maximiert wird, wenn die Opportunitätskosten der Geldhaltung null sind. Dies erfordert eine permanente Kontraktion des Geldangebotes. Generell ist daher eine Verstetigung der Geldpolitik mittels einer strikten unbedingten Regelbindung im Sinne der Geldmengenwachstumsregel von Friedman (1960, 1969) anzustreben, welche die Unsicherheiten, die sich aus einem diskretionären Einsatz der geldpolitischen Instrumente ergeben können, minimiert. Die Geldpolitik ist aus dieser Sicht heraus lediglich für die Geldversorgung verantwortlich und soll nicht der Finanzierung staatlicher Ausgaben dienen.

Aus spieltheoretischer Sicht kann die wohlfahrtsökonomische »Tax-Smoothing«-Hypothese als Ramsey-Politik angesehen werden [vgl. Chari et al. (1989, S. 265/266)]. Die fiskalische Autorität agiert hierbei als Stackelberg-Führer. Allerdings legen die Überlegungen von Kydland und Prescott (1977) zur dynamischen Inkonsistenz optimaler Pläne die Folgerung nahe, daß sich aus Sicht der politischen Entscheidungsträger eine Abweichung von der anfänglich geäußerten optimalen Fiskalpolitik als nutzensteigernd erweist. Damit ist die Politikmaßnahme der Abweichung als zeitinkonsistent anzusehen. Allerdings dürfte dies den Marktteilnehmern ebenfalls bekannt sein, so daß über entsprechende Anpassungsmaßnahmen sich nicht das von den wohlwollenden Diktatoren gewünschte Resultat einstellt. Bei Abwesenheit asymmetrischer Informationen realisieren demnach die wohlwollenden Diktatoren ausschließlich glaubwürdige Politikmaßnahmen. Die Existenz asymmetrischer Informationen erleichtert hingegen die Realisierung zeitinkonsistenter Politiken.

Chari et al. (1989, S. 268–277) zeigen auf, wonach das Problem der Zeitinkonsistenz optimaler Pläne durch einen Konflikt zwischen Individuen begründet ist. Demnach besteht in einer Gesellschaft, in welcher *alle* Individuen über die gleiche Ziel- wie Nutzenfunktion verfügen, kein Zeitinkonsistenz-Problem. Für das Auftreten der dynamischen Inkonsistenz optimaler Pläne sind laut Chari et al. (1989, S. 272 und 277) zwei potentielle Ansatzpunkte denkbar. Erstens: Die Unterstellung, daß die Regierung nicht die Gesamtwohlfahrt der Individuen maximiert; es existiert demnach ein Konflikt zwischen dem staatlichen Sektor und den Individuen. Zweitens: Selbst für den Fall einer selbstlosen wohlwollenden Regierung tritt das Problem der dynamischen Inkonsistenz auf, sofern ein Konflikt zwischen den privaten Agenten besteht. Diese Überlegungen legen es nahe, neben den Anreizen und Beschränkungen auch noch die Motive der Individuen näher zu analysieren. Einen Ansatzpunkt hierzu eröffnet der politökonomische Ansatz. Dieser unterstellt politische Entscheidungsträger, die sich analog den Marktteilnehmern im Sinne des ökonomischen Verhaltensmodelles individuell rational und *eigennützig* verhalten. Eine weitergehende Berücksichtigung von politischen Entscheidungen und *politischen Unternehmen* auf der Basis des ökonomischen Verhaltensmodelles muß sich daher an eine wohlfahrtsökonomisch motivierte Betrachtung anschließen. Diese politökonomische Analyse der öffentlichen Verschuldung ist Gegenstand des nächsten Kapitels.



## D. Eigennützige Politiker und politökonomische Theorien der öffentlichen Verschuldung

Die realisierten Budgetdefizite sind das Ergebnis eines Entscheidungsprozesses politischer Entscheidungsträger. Die Überlegungen des wohlfahrts-ökonomisch orientierten »Tax-Smoothing«-Ansatzes unterstellen hierbei uneigennützige politische Entscheidungsträger, die einzig und allein die Wohlfahrt aller Stimmbürger optimieren wollen. Allerdings weichen sowohl in theoretischer Hinsicht als auch auf der Basis ökonometrischer Untersuchungen die tatsächlichen Budgetdefizite von denjenigen auf der Grundlage der mit der »Tax-Smoothing«-Hypothese konformen Budgetdefiziten ab. Als mögliche Erklärungen für die zu beobachtenden Abweichungen sind hervorzuheben [vgl. Alesina und Tabellini (1992) sowie Chari et al. (1989)]:

1. Die dynamische Inkonsistenz optimaler Pläne und damit verbunden die mangelnde Glaubwürdigkeit von Politikankündigungen ist ein möglicher Ansatzpunkt zur Erklärung der oben erwähnten Abweichungen (siehe ausführlich Abschnitt C.III sowie Abschnitt C.IV).
2. Die bisherigen Überlegungen unterstellten *uneigennützige* politische Entscheidungsträger. Die Existenz von *eigennützigen* politischen Unternehmern wie heterogenen Individuen, welche die Budgetdefizite zur Erreichung ihrer *eigenen* Ziele verwenden, bewirken eine politisch motivierte Abweichung von den optimalen Budgetdefiziten der »Tax-Smoothing«-Hypothese. Diese Sichtweise ist ebenfalls im Einklang mit den Überlegungen zur dynamischen Inkonsistenz optimaler Pläne [vgl. Chari et al. (1989, S. 268–277)].

Während der Ansatz der dynamischen Inkonsistenz noch von eigennützigen politischen Unternehmern abstrahiert – eine Abweichung von den Politikimplikationen des »Tax-Smoothing«-Ansatzes ist bereits durch die zugrundeliegende Maximierung der Gesamtwohlfahrt bedingt –, werden im Rahmen der *politökonomischen* Ansätze die politischen Rahmenbedingungen (beispielsweise die Ausgestaltung des Abstimmungsverfahrens) und die heterogenen Präferenzen der am politischen Entscheidungsprozeß beteiligten Individuen berücksichtigt. Die politökonomische Analyse betont

daher die *positive* Sicht der Entwicklung der Budgetdefizite konsequenter: Im Mittelpunkt dieser Betrachtungsweise steht der Versuch, das Verhalten der politisch agierenden Individuen und die hierfür verantwortlichen Anreizstrukturen zu analysieren.<sup>1</sup> Die Schwerpunktlegerung auf die positive Analyse ist auf drei Faktoren zurückzuführen [vgl. Roubini und Sachs (1989a, S. 903/904)]:

1. Der staatliche Sektor nimmt in den modernen westlichen Volkswirtschaften eine wachsende ökonomische Funktion ein. Folglich ist es notwendig, die dahinter stehenden Entscheidungsprozesse zu analysieren und nicht nur normative Vorschläge zur Gestaltung der Wirtschaftspolitik zu unterbreiten.
2. Individuen, die auf der Grundlage des ökonomischen Verhaltensmodells agieren, stehen regelmäßig vor Entscheidungen, bei denen Informationen oder zumindest Vorstellungen bezüglich des staatlichen Handelns notwendig sind. Anders gewendet: Den Erwartungen der intertemporal optimierenden Marktteilnehmer hinsichtlich der zukünftigen staatlichen Politik kommt bei der Analyse ökonomischer Probleme und staatlicher Maßnahmen eine herausragende Bedeutung zu. Zur Bildung dieser Erwartungen müssen die Individuen erst das Verhalten des »staatlichen Sektors« – und damit das Verhalten der politischen Unternehmer – ergründen.
3. Die volkswirtschaftliche Entwicklung makroökonomischer Daten ist in den letzten zwanzig Jahren aus der Sicht von Roubini und Sachs (1989a, S. 904) eher als schlecht zu bewerten. Da sie durch von politischen Entscheidungsträgern gefällten staatlichen Maßnahmen determiniert ist, stellt sich die Frage, ob das *Politikversagen* durch einen (von seiten der politischen Unternehmer unverschuldeten) systematischen Fehler beim Entscheidungsprozeß oder durch politische Anreize bestimmt ist. Dem politökonomischen Modellrahmen liegt die Vorstel-

---

<sup>1</sup> Damit bestehen Unterschiede zur normativen Sichtweise, die Vorschriften für das staatliche Verhalten auf der Basis von strukturellen makroökonomischen Modellen in Verbindung mit einfachen Nutzen- wie Zielfunktionen des staatlichen Sektors ableitet. Siehe beispielsweise die dem Kapitel C zugrundeliegenden Ansätze der dynamischen optimalen Besteuerung in der Tradition von Ramsey (1927). Die »Tax-Smoothing«-Ansätze besitzen einen normativen Schwerpunkt, da die Maximierung einer gesamtgesellschaftlichen Wohlfahrtsfunktion durch einen *wohlwollenden, allwissenden Diktator* angestrebt wird. Die »Tax-Smoothing«-Hypothese läßt sich aber auch als positive Theorie verstehen, die eine Erklärung für das Verhalten des politischen Entscheidungsträgers bereitstellt [vgl. Barro (1989a, S. 218/219)]. Generell steht bei der positiven Sicht die Erklärung des Handelns der politischen Entscheidungsträger im Mittelpunkt der Untersuchung.

lung zugrunde, daß die existente Anreizstruktur der Grund für diese Entwicklung ist.

Im Rahmen einer derartig motivierten Sichtweise des staatlichen Verhaltens kommt somit den Anreizstrukturen und den politischen Institutionen besondere Bedeutung zu. Die politökonomische Sichtweise ist durch die Relevanz von politischen Institutionen für das Zustandekommen konkreter Politiken charakterisiert. Aus dieser Sicht heraus ist die Wirtschaftspolitik ein »Spiel« zwischen den politischen Unternehmern und den Individuen, den Wählern wie Marktteilnehmern. Die mit diesem »Spiel« verbundenen Ergebnisse sind abhängig von den jeweiligen Zielfunktionen der beteiligten Individuen, den Anreizen und den Beschränkungen [vgl. Alesina und Tabellini (1988) sowie Persson und Tabellini (1990)].<sup>2</sup>

Der folgende Abschnitt I beschreibt zunächst grundlegende Elemente des politökonomischen Modellrahmens; hierbei stehen die Motive des Wähler und des Parteienverhaltens sowie insbesondere die Auswirkungen zeitinkonsistenter Pläne im Mittelpunkt [vgl. insbesondere Alesina (1988a) sowie Persson und Tabellini (1990, Kapitel 1)]. Gegenstand des anschließenden Abschnittes II sind die auf der Grundlage des politischen Entscheidungsprozesses basierenden politökonomischen Ansätze der öffentlichen Verschuldung. Im Mittelpunkt steht die Darstellung der Zielfunktionen – und damit der Motive – der *politischen Unternehmer* sowie die Ableitung politökonomischer Variablen zur Erklärung der öffentlichen Verschuldung. Verschiedene empirische Untersuchungen der Einsatzweise von Budgetdefiziten auf der Basis politökonomischer Überlegungen sind Gegenstand von Abschnitt III. Abschnitt IV faßt die theoretischen und empirischen Ergebnisse zur politökonomischen Bestimmung von Budgetdefiziten zusammen.

## I. Das Verhalten von Wählern und Politikern aus politökonomischer Sicht

Die politischen Entscheidungsträger, welche über die staatlichen Einnahmen und Ausgaben zu befinden haben, handeln in gleicher Art und Weise wie all die anderen Individuen. Im allgemeinen streben die Individuen nach

---

<sup>2</sup> Die Berücksichtigung der Anreize und Restriktionen ist *ein*, wenn nicht *das* zentrale Element der ökonomischen Vorgehensweise. Unterschiedliche Beschränkungen implizieren auch andere Ergebnisse in Hinblick auf das Handeln der politischen Entscheidungsträger. Hieraus folgen normative Aussagen hinsichtlich der alternativen Ausgestaltung der Beschränkungen (mittels institutioneller Regeln), die dann ein verändertes Politikerverhalten nach sich ziehen können. Auf die hiermit verbundenen Überlegungen wird im letzten Kapitel eingegangen.



Optimierung ihrer individuellen Nutzenfunktion, d. h. nach der bestmöglichen Umsetzung und damit Realisierung ihrer Präferenzen. Aus diesem Grunde ist es zwingend erforderlich, das ökonomische Verhaltensmodell ebenfalls auf den politischen Bereich zu übertragen [siehe Mueller (1989), Blankart (1994a, 1994b), Frey und Kirchgässner (1994) sowie Alesina und Rosenthal (1995)]. Die politischen Entscheidungsträger sind demnach *politische Unternehmer*.

Zentrale Elemente einer derartigen Betrachtung sind sowohl die Präferenzen der Stimmbürger als auch die der politischen Entscheidungsträger. Zusätzlich kommt den Restriktionen (seien es ökonomische Beschränkungen oder institutionelle Regeln) eine herausragende Bedeutung zu. Im Mittelpunkt einer politökonomischen Analyse steht somit die Erklärung des Verhaltens sowohl der Wähler als auch der politischen Unternehmer. Abschnitt 1 betrachtet das Wählerverhalten, und im Mittelpunkt von Abschnitt 2 stehen allgemeine Überlegungen zum Verhalten der politischen Unternehmer. Abschnitt 3 faßt die relevanten Ergebnisse dieser Betrachtung zusammen.

## 1. Erklärung des Wählerverhaltens

Die Individuen partizipieren am politischen Geschehen durch ihre Stimmabgabe für die miteinander konkurrierenden politischen Parteien. Die Beurteilung des staatlichen Handelns ist der Kernpunkt der individuellen Wahlentscheidung – d. h. die mögliche Stimmenabgabe für die Regierungspartei hängt von der individuellen Beurteilung der Leistung der Regierung ab. Bei der ökonomischen Determination der Stimmenabgabe liegt der Schwerpunkt auf der Fragestellung, welche Faktoren die individuelle Wahlentscheidung beeinflussen. [Siehe vertiefend für die nachfolgende Betrachtung Schneider und Frey (1988, S. 241–255) sowie Mueller (1989, S. 277–306).]

Die auf Downs (1957) sowie Riker und Ordeshook (1968) zurückzuführende »Ökonomische Theorie des Wählerverhaltens« unterstellt bei der Determination des Verhaltens des individuellen Wählers

1. eine rationale Entscheidung eines jeden Wählers, bei der dieser seinen erwarteten Nettonutzen des Wahlausganges maximiert,<sup>3</sup>

---

<sup>3</sup> Verbunden mit diesbezüglichen Überlegungen ist zunächst die Frage, ob das einzelne Individuum überhaupt an der Wahl teilnimmt. Die Partizipation an einer allgemeinen Wahl ist für den einzelnen Wähler ein öffentliches Gut, da seine Stimme den Wahlausgang nicht beeinflusst. [Zum Wahlparadoxon siehe Mueller (1989, S. 348–369).] Daneben

2. die Beurteilung der Regierung durch die Betrachtung der Leistung der Regierung über die letzte Regierungsperiode – oder einen längeren Zeitraum. Wird auf die Überlegungen des Ansatzes rationaler Erwartungen zurückgegriffen, orientieren sich die Wähler an den erwarteten Leistungen der Parteien. Die »Leistung« der Regierung dürfte aus Gründen der Kosten der Informationsbeschaffung anhand einiger weniger – recht leicht zu beschaffender – politischer und ökonomischer Indikatoren beurteilt werden. In der Regel zieht hierzu das Individuum die Inflationsrate, die Arbeitslosenquote, die Wachstumsrate des verfügbaren Einkommens, die Steuerlast sowie als politische Faktoren in- und ausländische Ereignisse (beispielsweise ausländische Krisen und inländische Skandale von Politikern) heran.

Ansatzpunkt einer empirischen Betrachtung sind Popularitätsfunktionen, welche die Zustimmung für die Regierung durch gegenwärtige und vergangene Realisationen ökonomischer Variablen modellieren. Besonders Gewicht wird auf den Diskontfaktor  $\alpha$  des Gedächtnisses der Wähler gelegt: Wird nur die aktuelle Situation in Betracht gezogen, beträgt dieser Faktor null; bei zunehmender Berücksichtigung der vergangenen Leistungen strebt dieser Faktor gegen den Wert eins.

Schneider und Frey (1988, S. 243–246) fassen die Ergebnisse empirischer Studien zusammen: Danach weisen in einer Vielzahl von empirischen Studien die ökonomischen Variablen Inflationsrate, Arbeitslosenquote und Wachstumsrate des realen Einkommens einen statistisch signifikanten Wert auf. Allerdings hat keiner der Werte einen übermäßigen und somit ausschließlichen Einfluß auf die Popularitätsdaten. (Die Popularitätsdaten beziehen sich in der Regel auf die Stimmenanteile der Parteien zum Wahltermin.) In der neueren Zeit werden durch die Methoden der Meinungsbefragung auch in regelmäßigen Abständen eine Teilmenge der Wähler zu ihren Wahlabsichten befragt (d. h. Simulation einer Wahl); hierdurch erhöht sich der Stichprobenumfang, auf dessen Grundlage empirische Untersuchungen durchführbar sind [vgl. Schneider und Frey (1988, S. 246–252)].<sup>4</sup> Daneben

---

muß der Wähler sich für eine der Parteien entscheiden [vgl. Schneider und Frey (1988, S. 242)].

<sup>4</sup> Eine zentrale Frage ist und bleibt, welche Variablen die Popularität der Regierung sowie die des Präsidenten – und gegebenenfalls die der Opposition – beeinflussen. Auch bei diesen Untersuchungen wurden die drei oben aufgeführten ökonomischen Variablen verwendet [vgl. die Zusammenfassung von Mueller (1989, S. 277–286) sowie die Ausführungen von Schneider und Frey (1988, 243–253)]. Untersucht wurden sowohl die Popularität von Präsidenten als auch die Popularität von Regierungsparteien unter Berücksichtigung der genannten ökonomischen Variablen. Hinsichtlich der Vereinigten Staaten ergibt sich, daß die Arbeitslosenquote und/oder die Wachstumsrate des realen Einkommens die dominierenden Faktoren darstellen. Für eine Reihe von europäischen

ist die Gewichtung vergangener Werte nicht unwichtig, die als »Gedächtnis« des Wählers anzusehen ist. In Hinblick auf diesen Diskontfaktor liegen uneinheitliche empirische Ergebnisse vor [vgl. Mueller (1989, S. 298–301) sowie Schneider und Frey (1988, S. 252)]. Einige Studien gelangen zum Ergebnis, daß die Wähler myopisch, d. h. extrem kurzfristig, agieren [vgl. Kirchgässner (1984), Pissarides (1980) sowie Fair (1978)]. Die Konsequenz ist eine Unkenntnis des wirtschaftlichen Geschehens in der Vergangenheit. Die individuelle Wahlentscheidung basiert in diesem Fall alleine auf den aktuellen wirtschaftlichen Gegebenheiten. Untersuchungen von Hibbs (1981, 1982, 1987) führen zu einem Faktor in der Größenordnung von 0,8; dieser läßt sich dahingehend interpretieren, daß die Gewichtung der vergangenen Werte geometrisch mit der Rate 0,8 abnimmt. Auf Grundlage dieser Studien ist der Schluß unumgänglich, daß die Wählerpräferenzen in bezug auf eine Partei nicht nur von den wirtschaftlichen Gegebenheiten direkt zum Wahltermin, sondern auch von vergangenen Realisationen ökonomischer Variablen abhängen.

Allerdings sind die empirischen Untersuchungen des Wählerverhaltens auf der Basis der vergangenen »Leistungen« der Regierung nicht ohne Kritik geblieben: Bereits Stigler (1973) hat die prinzipielle Frage aufgeworfen, ob überhaupt ökonomische Sachverhalte als Kriterium für die Beurteilung der Regierungsleistung geeignet sind. Ansatzpunkt seiner Überlegung ist der Verweis auf rational handelnde Wähler. Danach ist keine Beziehung zwischen den ökonomischen Bedingungen und den Wahlergebnissen zu erwarten, da generell Konsens zwischen den Parteien in bezug auf die Erfordernisse der Vollbeschäftigung, der Preisniveaustabilität und des Zieles des Wachstums besteht. Weitergehende Überlegungen ergeben sich unter Verwendung des Ansatzes der rationalen Erwartungen, der generell jedwede Beziehung ablehnt, sofern diese von den Marktteilnehmern erwartet werden (vgl. die Ausführungen in Abschnitt B.I): Wird die »Policy-Ineffectiveness«-Hypothese<sup>5</sup> des Ansatzes rationaler Erwartungen akzeptiert und unterstellt, der Wähler habe rationale Erwartungen und sei sich bewußt, daß die Regierung mit dem wirtschaftspolitischen Instrument nicht die reale wirtschaftliche Lage verändern kann, dann artikuliert sich dies in der Konsequenz, daß dieser Wähler die Regierung auch nicht für die

---

Ländern folgt ebenfalls eine ausgeprägtes größeres Gewicht der Arbeitslosenquote auf die Popularität der Regierung als der entsprechende Wert der Inflationsrate. Danach wird die Regierung bei einer Zunahme der Arbeitslosenquote stärker »bestraft« als bei einer Veränderung der Inflationsrate.

<sup>5</sup> Demnach kann der staatliche Sektor reale Variablen nicht beeinflussen, wenn die staatlichen Maßnahmen von den Marktteilnehmern erwartet werden. Nur unerwartete Politikmaßnahmen haben einen realen Effekt [siehe Sargent (1987, Kapitel XVII) sowie McCallum (1979)].

wirtschaftliche Situation verantwortlich macht. Unterstützung findet diese Überlegung durch die empirischen Analysen von Stimson (1976), Yantek (1982) sowie Norpoth und Yantek (1983), die keine statistisch signifikante Beziehung zwischen den genannten ökonomischen Variablen und der Popularität von amerikanischen Präsidenten oder Regierungsparteien in der Bundesrepublik Deutschland ermitteln konnten. Hingegen haben empirische Studien von Norpoth (1984), Whiteley (1984) sowie Kirchgässner (1985a, 1985b, 1991b) eine statistisch signifikante und quantitativ bedeutende Beziehung zwischen den ökonomischen Variablen Arbeitslosigkeit und Inflation auf der einen Seite und der Popularität der Regierung auf der anderen Seite festgestellt.

Zusammenfassend kann damit der statistisch signifikante Einfluß der ökonomischen Variablen – Arbeitslosigkeit, Inflationsrate und Wachstumsrate des Einkommens – auf die Popularität der Parteien beziehungsweise Präsidenten festgehalten werden. Generell gilt, um so schlechter die wirtschaftliche Situation ist, um so schlechter schneidet die Regierungspartei hinsichtlich ihrer Popularität ab.<sup>6</sup> Aus der Sicht des politischen Unternehmers folgt die Konsequenz, daß sich das Wählerverhalten beeinflussen läßt. Eine entsprechende Umsetzung durch den Einsatz des wirtschaftspolitischen Instrumentariums bietet sich an. Nachstehender Abschnitt 2 widmet sich daher den Motiven des politischen Unternehmers.

## 2. Politische Unternehmer, Nutzenfunktionen und Restriktionen

Die Anwendung des ökonomischen Verhaltensmodelles auf die politischen Unternehmer setzt an bei einer Betrachtung und Analyse ihrer Präferenzen beziehungsweise Ziele, d. h. der Nutzenfunktionen und der Restriktionen, denen sie ausgesetzt sind. Ziel des politischen Unternehmers ist daher die Maximierung seiner *eigenen* Nutzenfunktion unter Berücksichtigung der gegebenen ökonomischen und institutionellen Nebenbedingungen. Zur Nutzenmaximierung ist es zwingend erforderlich, das Regierungsamt inne-

---

<sup>6</sup> Disaggregierte Popularitätsuntersuchungen gelangen zum Ergebnis, daß verschiedene Wählergruppen durch eine Veränderung der wirtschaftlichen Situation unterschiedlich betroffen sind und darauf hinsichtlich ihrer Wahlabsichten unterschiedlich reagieren [siehe die Übersichten bei Schneider und Frey (1988) sowie bei Mueller (1989)]. Die Wähler lassen sich in bezug auf das Einkommen differenzieren. Untersuchungen auf der Basis verschiedener Einkommensklassen gelangen zum Ergebnis, daß Wähler mit einem geringen Einkommen eine wirtschaftliche Situation mit einer geringen Arbeitslosigkeit gegenüber einer Situation mit einer geringen Inflationsrate präferieren. Nimmt das Einkommen der Wähler zu, wird eine Situation mit einer geringen Inflationsrate eher präferiert.

zuhaben. Demokratische – d. h. offene – Gesellschaften sind charakterisiert durch die Möglichkeit des gewaltfreien Wechsels der politischen Unternehmer. Wahltermine sind das damit verbundene Instrument.

Als wichtigste Restriktion für den politischen Unternehmer ist somit die Wiederwahl anzusehen. Die regelmäßigen Wahltermine implizieren einen Wettbewerb der verschiedenen politischen Unternehmer – beziehungsweise ihrer Parteien – um das Innehaben des Regierungsamtes. Hierbei befindet sich – zumindest in repräsentativen Demokratien – die sich an der Regierung befindende Partei im Vorteil. Sie verfügt über ein temporäres Monopol, welches in der Nutzung des wirtschaftspolitischen Instrumentariums zwecks Beeinflussung der wirtschaftlichen Situation besteht, um so eine – in Hinblick auf die Faktoren der individuellen Wahlentscheidung – günstige Situation zu schaffen, welche die Wiederwahl unter Umständen gewährleistet. Bei dem Instrumenteneinsatz sind aber auch die potentiellen Wirkungsverzögerungen zu berücksichtigen. Als eine weitere Beschränkung ist die staatliche Budgetgleichung und damit die daraus ableitbare intertemporale Budgetbeschränkung anzusehen (siehe Kapitel B).

Der politische Unternehmer ist in seinem Handeln durch andere Gruppen und Institutionen ebenfalls beschränkt. Das eingeschränkte Wissen der politischen Unternehmer im Verhältnis zur Bürokratie kann eine einschneidende Restriktion für das Handeln des politischen Unternehmers bedeuten, da nicht notwendigerweise die Zielfunktion des Bürokraten mit derjenigen des Politikers übereinstimmen muß [siehe die Ausführungen von Mueller (1989, S. 250–266)]. Auch Interessengruppen können auf die Maßnahmen des Politikers einwirken [siehe die Ansätze von van Winden (1981) und Boorah und van den Ploeg (1983) sowie die Berücksichtigung der Gewerkschaften durch Gärtner (1980, 1989)]. Eine wichtige Einschränkung folgt aus der Existenz einer unabhängigen Zentralbank.<sup>7</sup>

Eine weitere Restriktion ist mit der Existenz eines Rechtsrahmens verbunden, in dessen Mittelpunkt die Verwendungsmöglichkeiten des wirtschaftspolitischen Instrumentariums festgelegt sind. Aus der Sicht von Brennan und Buchanan (1985) sind (*institutionelle* wie *konstitutionelle*) *Regeln* eine wichtige Restriktion in Hinblick auf das Verhalten von politischen Unternehmern. Unterschiedliche Regeln bedingen unterschiedlich weit gefaßte Handlungsspielräume für die politischen Unternehmer, die diese auch ausnutzen werden. Die Veränderung der Regeln hat folglich über einen veränderten Handlungsspielraum unmittelbar Einfluß auf das Ver-

---

<sup>7</sup> Siehe zu diesem bedeutenden Themenkomplex die Überlegungen von Frey und Schneider (1981), Dwyer (1982, 1985), Vaubel (1993), Neumann (1993) sowie die umfangreiche Analyse von Cukierman (1992).

halten der politischen Unternehmer. Daher kommt dieser Restriktion eine herausragende Bedeutung zu.<sup>8</sup>

Bisher wurden Beschränkungen des Handlungsrahmens der Politiker herausgestellt. Der amtierende politische Unternehmer verfügt jedoch – im über die Verfassung oder einfache Gesetze zugebilligten Rahmen – über ein temporäres Monopol. Dieses besteht in der Möglichkeit, daß zur Verfügung stehende wirtschaftspolitische Instrumentarium zur Beeinflussung der wirtschaftlichen Situation zu verwenden. Die diskretionäre Macht über das wirtschaftspolitische Instrumentarium kann die Regierungspartei prinzipiell zur Verfolgung des eigenen ideologischen Programmes verwenden. Sollte hingegen die Wiederwahl gefährdet sein, besteht die Möglichkeit und auch Notwendigkeit der Durchführung einer stimmenmaximierenden Politik hin zum Wahlzeitpunkt, wobei eine solche Politik die möglichen Wirkungsverzögerungen aus dem Einsatz des wirtschaftspolitischen Instrumentariums berücksichtigen sollte. Die Motive des politischen Unternehmers sind damit unmittelbar einsichtig.

Alesina und Tabellini (1988, S. 543) unterscheiden zwei Ansätze, die auf den vorangegangenen Überlegungen hinsichtlich der Motive der Politiker basieren [vgl. auch Nordhaus (1989)]:

1. *Opportunistic* Parteien liegt das Ziel der Erreichung einer möglichst langen Amtsperiode zugrunde. Sie sind bestrebt, ihre Popularität zu maximieren. Der Wahlsieg ist das einzige Ziel und Motiv dieser Parteien [vgl. grundlegend Downs (1957)]. Derartig motivierte Politiker berücksichtigen die politökonomischen Überlegungen zur Bestimmung des Wählerverhaltens, wonach die Popularität beziehungsweise der angestrebte Stimmenanteil eine abhängige Funktion von der Arbeitslosenquote, der Inflationsrate sowie des verfügbaren Einkommens ist. Eng mit diesem Politikerverhalten verbunden sind die Ansätze des politischen Konjunkturzyklusses [siehe die Ausführungen von Mueller (1989), Nordhaus (1989), Alesina und Roubini (1992) sowie Gärtner (1994)].
2. *Ideologische* Parteien, die aufgrund der Präferenzen ihrer Anhänger unterschiedliche ideologische Vorstellungen vertreten und daher bestrebt sind, den Nutzen des repräsentativen (Median-) Anhängers zu optimieren.<sup>9</sup> Hier wird mit Wittman (1977) der Wahlsieg als Instrument

---

<sup>8</sup> Eine ausführliche theoretische Betrachtung und Analyse der (Verfassungs-) Regeln ist Gegenstand des Abschnittes D.II.5 sowie der wirtschaftspolitischen Folgerungen im Kapitel F.

<sup>9</sup> Die ideologischen Unterschiede zwischen den Parteien artikulieren sich in den Vorstellungen, daß Linksparteien generell an einer Ausweitung des staatlichen Sektors inter-



zur Implementierung einer für den repräsentativen Anhänger besseren Politik angesehen. Der politische Unternehmer steht vor einem komplexen dynamischen Optimierungsproblem, da er entscheiden muß, zu welchem Zeitpunkt er welche Fiskalpolitik einsetzt, um seine ideologisch geprägte Zielfunktion unter Beachtung des Wahltermines und der Popularität zu maximieren [siehe Frey und Lau (1968), Frey und Schneider (1978) sowie Schneider (1978)]:

- (a) Sollte der nächste Wahltermin noch weit entfernt sein und/oder ein erheblicher Popularitätsvorsprung vor den Oppositionsparteien bestehen, verwirklicht der politische Unternehmer ausschließlich ideologische Ziele. Diese Situation ist dadurch gekennzeichnet, daß die aktuelle Popularität ein Mindestniveau übersteigt [vgl. Schneider (1978, S. 97)].
- (b) Stehen hingegen die Wahlen direkt vor der Tür und wird das Popularitätsmindestniveau unterschritten, dann setzt die ideologisch orientierte Partei das wirtschaftspolitische Instrumentarium ausschließlich zur Sicherung der Wiederwahlchancen ein.

Prinzipiell lassen sich unter Verwendung dieser beiden möglichen Annahmen des Verhaltens politischer Unternehmer politische Motive für das Abweichen von einer anfänglich wohlfahrtsökonomisch optimalen Politik anführen (siehe auch die Ausführungen im Abschnitt C.III). Die damit verbundene dynamische Inkonsistenz optimaler Pläne (in ihrer politökonomischen Ausprägung) ist nach Alesina und Tabellini (1988, S. 543–546) durch zwei Phänomene erklärbar:

1. Eine erste Erklärung ist durch die Existenz des Wahlprozesses und damit durch den politischen Wettbewerb zwischen den Parteien um das Regierungsamt möglich [siehe vertiefend Alesina und Rosenthal (1995, S. 16–42) zu Modellen der Politikdivergenz]. Unter Berücksichtigung der beiden möglichen Verhaltensweisen der politischen Entscheidungsträger sind zwei Fälle zu unterscheiden.
  - (a) *Opportunistische* Parteien streben einzig nach der Wiederwahl. Das wirtschaftspolitische Instrumentarium wird zur Maximierung der Wiederwahlchancen eingesetzt oder zumindest zur Erreichung

---

essiert sind und eher einer Lösung des Problems der Arbeitslosigkeit verbunden sind, während konservative Parteien einen möglichst kleinen staatlichen Sektor präferieren und eine Stärkung der privaten wirtschaftlichen Tätigkeit wünschen und eher einer Bekämpfung der Inflation zugeneigt sind. [Eine theoretische Begründung findet sich bei Hibbs (1992), Wittman (1983) sowie bei Chappell und Keech (1986a, 1986b); siehe vertiefend Alesina und Rosenthal (1995, S. 16–42). Empirische Ergebnisse präsentieren Hibbs (1986, 1992), Chappell und Keech (1986b) sowie Mueller (1989, S. 291–294)].



des Mindestpopularitätsniveaus. Die älteren Ansätze des politischen Konjunkturzyklusses im Sinne von Nordhaus (1975) und MacRae (1977) gelangen zum Ergebnis einer übermäßigen Stimulierung der Volkswirtschaft vor dem Wahltermin und einer Rezession nach der Wahl. Entscheidend für diese Modellwelt ist das kurze Gedächtnis der Stimmbürger; diese lernen niemals aus der Vergangenheit und die politischen Unternehmer können den popularitätsstimulierenden Instrumenteneinsatz zu jeder Wahl wiederholen. Auf der Basis des Ansatzes rationaler Erwartungen ist diese einfache Sicht allerdings zu verwerfen.

Eine andere Variante berücksichtigt – auf der Grundlage rationaler Erwartungen – spieltheoretische Überlegungen. Zentral bei den Ansätzen von Rogoff und Sibert (1988), Rogoff (1990) sowie Cukierman und Meltzer (1986) sind asymmetrische Informationen; danach verfügen die rationalen Stimmbürger nicht über alle Informationen in bezug auf die ökonomischen Rahmenbedingungen und/oder die Eigenschaften (zum Beispiel ideologische Einstellung oder ökonomische Kompetenz) der politischen Unternehmer. Wahltermine in Verbindung mit unvollständig informierten Wählern schaffen für die Politiker den Anreiz, mittels wirtschaftspolitischer Maßnahmen Kompetenz zu signalisieren [siehe hierzu Rogoff und Sibert (1988) sowie Rogoff (1990)]. Im Modellrahmen von Cukierman und Meltzer (1986) verfügt der politische Unternehmer vor den Stimmbürgern über Informationen in bezug auf makroökonomische Schocks; eine Abweichung von der wohlfahrtsökonomisch optimalen Politik ist durch diese Asymmetrie begründet.

- (b) Charakteristisches Merkmal bei *ideologischen* Parteien ist die Existenz unterschiedlicher Präferenzen in Hinblick auf ökonomische Sachverhalte [siehe Wittman (1983), Chappell und Keech (1986b) sowie den Überblick von Hibbs (1992)]. Mit anderen Worten, zwei miteinander konkurrierende Parteien verfügen über abweichende Vorstellungen in bezug auf die zu realisierenden Politikmaßnahmen. Nach Alesina (1988b) ist damit die Konvergenz der angekündigten Politikmaßnahmen – Politikkonvergenz generell und die Medianwählerlösung speziell – als *zeitinkonsistent* anzusehen, sofern kein Erzwingungsmechanismus bezüglich der angekündigten Politik existieren sollte.<sup>10</sup> Sofern kein Erzwingungsmechanismus vor-

---

<sup>10</sup> Zur Verdeutlichung dieses Ergebnisses sei die anschließende Überlegung angeführt [siehe Alesina und Tabellini (1988, S. 545)]. Vor dem Wahltermin haben die beiden Parteien zunächst den Anreiz, sich durch die Einnahme der (erwarteten) Medianwählerposition einen »Wettbewerbsvorteil« zu verschaffen. Hierzu geben sie zunächst ideologische Standpunkte auf; d. h. das angekündigte weicht vom ideologisch präferierten

handen ist, besteht das zeitkonsistente Gleichgewicht in fehlender Wahlprogrammkonvergenz. Die Parteien kündigen vor dem Wahltermin ihr ideologisch motiviertes Wahlprogramm an und setzen dieses nach siegreicher Wahl auch um. Diese Lösung wird darüber hinaus von den Wählern erwartet und durch entsprechende Stimmabgabe honoriert. Aus der Sicht von Alesina und Tabellini (1988, S. 545) ist jedoch die zeitkonsistente Lösung (bei Abwesenheit eines Erzwingungsmechanismus) ineffizient, »... because in equilibrium there is too much volatility in policymaking: both parties would benefit if they could commit to less extreme policies.«

Generell kann beim Wettbewerb der Parteien um das Regierungsamt ein Glaubwürdigkeitsproblem hinsichtlich der angekündigten Politikmaßnahmen entstehen. Die potentielle Unglaubwürdigkeit des angekündigten Wahlprogrammes ist durch Unterschiede in den *ex post* und den *ex ante* Optimierungsproblemen in bezug auf den Wahltermin des politischen Unternehmers begründet. Nach Persson (1988, S. 529) tritt die Glaubwürdigkeitsproblematik nur dann auf, wenn die politischen Unternehmer am Ergebnis ihrer durchgeführten und vor der Wahl angekündigten Politik interessiert sein sollten. Bei vollkommen opportunistischen Parteien, denen die realisierte Politik und deren Wirkungen keinen Nutzen stiftet, existiert demnach kein Glaubwürdigkeitsproblem. Das heißt, die Wähler gehen davon aus, daß die politischen Parteien vollkommen eigennützig agieren und demnach aus opportunistischen Gründen eine bestimmte Politik ankündigen, die aber nach der Wahl nicht realisiert wird. Dies haben die Wähler aber bereits vor der Stimmabgabe bei ihrer individuellen Wahlentscheidung antizipiert. Das Wahlprogramm dient lediglich der Sicherung und der Erringung des Wahlsieges. Danach verfolgt der politische Unternehmer eine Politik, die seinen persönlichen pekuniären Nutzen – beispielsweise in Form von Diäten – maximiert; die Nutzenfunktion ist im Falle opportunistischer Parteien identisch für alle politischen Unternehmer. Im Unterschied hierzu betreiben ideologische Parteien eine Politik, welche die Präferenzen der Parteimitglieder reflektiert. Prinzipiell ist zu erwarten, daß sich das empirisch beobachtbare Verhalten der politischen Unternehmer aus einer Mischung der beiden polaren Fälle ergibt. Die politischen Unternehmer trachten demnach nach einer Maximierung ihrer

---

Wahlprogramm ab. »If they can commit to preelectoral platforms, there would be a certain amount of policy convergence: parties would follow policies much less distant from each other than their respective most preferred policies« [Alesina und Tabellini (1988, S. 545)]. Nach der Wahl wird jedoch die siegreiche Partei vom angekündigten Wahlprogramm abweichen und das ideologische Programm realisieren. Damit ist das konvergente Wahlprogramm nicht zeitkonsistent.

Nutzenfunktion, die neben pekuniären Überlegungen in bezug auf das persönliche Einkommen auch ideologische Vorstellungen in bezug auf Politikmaßnahmen umfaßt. Zur Durchsetzung ihrer präferierten Politik sind allerdings die Wahltermine zu berücksichtigen.

2. Ein zweiter Argumentationsstrang zur Erklärung der Zeitinkonsistenz politischer Institutionen setzt bei den Überlegungen von Strotz (1955) an. Strotz (1955) modelliert einen Konsumenten, dessen Präferenzen sich über den Zeithorizont verändern. Eine analoge politökonomische Modellierung berücksichtigt veränderliche Präferenzen der politischen Institution. Diese Veränderungen sind das Resultat wechselnder Inhaber des Regierungsamtes, die sich ideologisch voneinander unterscheiden. Bei einer erwarteten Ablösung durch den politischen Gegner versucht die noch amtierende Regierung, den Handlungsspielraum des Nachfolgers zu beschränken. Damit bedingt *bereits* der erwartete politische Wechsel den strategisch motivierten Einsatz des wirtschaftspolitischen Instrumentariums durch die amtierende Regierungspartei. Die Politikmaßnahme muß allerdings den Handlungsspielraum der nachfolgenden Regierung beschränken.

Es stellt sich die Frage, ob nicht (Erzwingungs-) Mechanismen existieren, die eine Abweichung von der optimalen (wohlfahrtsökonomisch fundierten) Politik verhindern. Aus der Sicht von Alesina und Tabellini (1988, S. 546) reagieren die politischen Unternehmer sensitiv auf einen Reputations- sowie Popularitätsverlust. Damit sich dieser im Verhalten der politischen Unternehmer bemerkbar macht, besteht aus spieltheoretischer Sicht die Notwendigkeit der Modellierung des politischen Prozesses durch ein »Repeated-Game«. Alesina und Tabellini (1988, S. 546/547) unterscheiden in diesem Zusammenhang zwei Varianten der Erzwingung der wohlfahrtsökonomisch optimalen erstbesten Politik:

1. Ein Erzwingungsmechanismus setzt bei der Reaktion der Wähler an. Die – auf den Triggerstrategien von J.W. Friedman (1971) basierenden – Ansätze von Rogoff und Sibert (1988) und von Ferejohn (1986) unterstellen die Abwahl eines sich fehlverhaltenden politischen Unternehmers durch die Stimmbürger. Strategisches Verhalten der atomistischen Agenten (Wähler) dient hierbei der Bestrafung eines sich fehlverhaltenden politischen Unternehmers. Allerdings bleibt fraglich, ob die vielen verschiedenen Stimmbürger sich alle auf die Abwahloption verständigen können.
2. Eine andere Möglichkeit beruht direkt auf dem Umstand des Wettbewerbes der Parteien um das Regierungsamt. Im Unterschied zum Ansatz des Bestrafens durch die Wähler werden gleich starke Spieler

unterstellt, die bei Abweichungen von einer festgelegten kooperativen Politik ebenfalls Triggerstrategien zur Aufrechterhaltung beziehungsweise zur Erzwingung der wohlfahrtsökonomisch optimalen erstbesten Politik einsetzen. Sofern die im Regierungsamt befindende Partei von dem vereinbarten kooperativen Programm zugunsten des ideologischen Programmes abweichen sollte, wird die andere Partei bei sich bietender Gelegenheit ebenfalls ihr ideologisches Programm umsetzen.<sup>11</sup>

### 3. Zusammenfassung der grundlegenden Überlegungen zur politökonomischen Sicht

Die »Public-Choice«-Sicht betont die Relevanz des ökonomischen Verhaltensmodelles für alle jene Bereiche des menschlichen Lebens, in denen Individuen Entscheidungen fällen [vgl. vertiefend Becker (1993a)]. Somit muß das ökonomische Instrumentarium auch auf den politischen Bereich angewendet werden [siehe Blankart (1994a, S. 1/2)]. Es existiert damit kein homo politicus, der das Allgemeinwohl im Auge hat, sondern die politischen Unternehmer sind auch als homo oeconomicus anzusehen. Hierdurch ist die methodologische Konsistenz gewahrt. »To the extent that individuals are modelled as utility maximizers as they participate in market relationships, there would seem to be no basis for postulating a shift in motivation as they behave within non-market constraints. There is at least a strong presumption that individuals do not undergo character transformation when they shift from roles as buyers or sellers in the market-place to roles as voters, taxpayers, beneficiaries, politicians, or bureaucrats in the political process« [Buchanan (1987a, S. 587)].

Im politischen Bereich treten einerseits politische Unternehmer und andererseits Stimmbürger auf. Beide sind im politischen Bereich durch Wahlen miteinander verbunden. Wähler stehen in regelmäßigen Abstän-

---

<sup>11</sup> Siehe die Ansätze von Alesina (1987, 1988b), der zwei Parteien mit unterschiedlichen Präferenzen unterstellt sowie Rogoff und Sibert (1988), die Kompetenzunterschiede zulassen. Alesina und Cukierman (1990) analysieren ideologisch motivierte politische Unternehmer mit besonderem Interesse am Regierungsamt. In diesen Ansätzen werden die Parteien als politische Institutionen angesehen, die einen unendlichen Planungshorizont besitzen. Die Dauer des Zeithorizontes wird ebenfalls auf die individuellen Entscheidungsträger übertragen. Im Unterschied hierzu modellieren Alesina und Spear (1988) die individuellen Entscheidungsträger der politischen Institutionen mittels eines endlichen Zeithorizontes. Im Rahmen ihres Ansatzes überlappender Generationen ergibt sich in der letzten Periode des endlich lange lebenden politischen Unternehmers ein Konflikt bezüglich der durchzuführenden Politik; dieser besitzt einen Anreiz, seine eigene präferierte Politik zu realisieren, welche aber nicht unbedingt im Sinne der politischen Institution liegen muß. Zur Lösung werden Transferzahlungen im Sinne von Kotlikoff et al. (1988) verwendet, welche den Konflikt abschwächen.

den vor der Entscheidung der Stimmabgabe; dies bezieht sich sowohl auf das Problem, überhaupt zur Wahl zu gehen, als auch auf die konkrete Abgabe der Stimme für eine Partei oder einen politischen Unternehmer. Die ökonomische Theorie der Wahlentscheidung gelangt zum Ergebnis, daß für die konkrete Stimmabgabe lediglich einige ökonomische Variablen vom Individuum herangezogen werden. Hierzu gehört die Inflationsrate sowie das persönliche Einkommen des Wählers. Anders gewendet: Durch die Variation des persönlich verfügbaren Einkommens ist es dem politischen Unternehmer unter Umständen möglich, die Stimmabgabe des Individuums zu beeinflussen. Aber verhält sich ein politischer Entscheidungsträger nicht uneigennützig und wird versuchen, die Gesamtwohlfahrt – wie es der wohlfahrtsökonomische Ansatz vertritt – zu maximieren?

Neben dem Wählerverhalten steht daher das Verhalten des politischen Unternehmers im Mittelpunkt der politökonomischen Betrachtung. Neuere Ansätze verwenden spieltheoretische Überlegungen zur Modellierung der Entscheidungen der politischen Unternehmer. Generell trachten sie ebenfalls nach Maximierung ihrer individuellen Nutzenfunktion – unter Beachtung einiger ökonomischer und institutioneller Nebenbedingungen. Darüber hinaus sind die politischen Unternehmer primär an der Machterhaltung sowie der Verfolgung ideologischer Ziele interessiert. Die Wiederwahl ist als Voraussetzung für deren Umsetzung anzusehen und ist damit eine äußerst wichtige Nebenbedingung; daneben sind institutionelle Beschränkungen – beispielsweise die der Verfassung – zu beachten.

Die soeben dargestellten Überlegungen lassen sich auch zur politökonomischen Erklärung der Budgetdefizite heranziehen. Diese werden hierbei als wirtschaftspolitisches Instrument angesehen, welches von den politischen Unternehmern zu ihrer eigenen Nutzenmaximierung Verwendung findet. Mit anderen Worten, primärer Untersuchungsgegenstand sind die Motive der politischen Unternehmer für die Verwendung des wirtschaftspolitischen Instrumentes »Budgetdefizite«. Im Mittelpunkt des folgenden Abschnittes II stehen die vielfältigen Erklärungsansätze des Einsatzes von Haushaltsdefiziten aus »Public-Choice«-Sicht.

## **II. Theoretische politökonomische Ansätze zur Erklärung der Budgetdefizite**

Die Realisierung von Budgetdefiziten im Rahmen des politischen Entscheidungsprozesses kann neben wohlfahrtsökonomischen Gründen auch durch weitere Einflußgrößen in der Zielfunktion der politischen Unterneh-

mer determiniert sein.<sup>12</sup> Abschnitt 1 beschreibt Ansätze, bei denen die öffentliche Verschuldung als ein Instrument der Machterhaltung der amtierenden Regierung angesehen wird. Abschnitt 2 behandelt verschiedene Ansätze, bei denen sich Präferenzunterschiede der politischen Unternehmer auf die Entwicklung der Budgetdefizite expansiv auswirken. Eine implizite Berücksichtigung des *Ricardianischen* Ansatzes im Rahmen einer politökonomischen Betrachtung ist Gegenstand von Abschnitt 3. Während bei den bisherigen Ansätzen vor allem Entscheidungen auf der Basis einer direkten Demokratie oder einer Zwei-Parteien-Demokratie im Mittelpunkt standen, kann die Einbeziehung von mehr als zwei unterschiedlichen Gruppen von politischen Unternehmern zu einer wesentlichen Erweiterung der Analyse führen (Abschnitt 4). Die Relevanz von institutionellen Regeln ist Gegenstand von Abschnitt 5. Eine Zusammenfassung der Ergebnisse schließt diese Betrachtung ab (Abschnitt 6).

## 1. Budgetdefizite als Instrument der Machterhaltung

Budgetdefizite lassen sich zur temporären Sicherung des Regierungsmonopols durch die Beeinflussung der Popularität der Regierung(spartei/en) verwenden. Die im Abschnitt a) behandelten Ansätze unterstellen entweder eine Verschuldensillusion oder eine nicht vollständige Internalisierung der mit der öffentlichen Verschuldung verbundenen zukünftigen Zinsverpflichtungen aufgrund eines endlichen Planungshorizontes der Wähler. Abschnitt b) berücksichtigt den Ansatz rationaler Erwartungen bei der Machterhaltung durch Wählerbeeinflussung; im Mittelpunkt dieser Analyse stehen asymmetrische Informationen und die Ausnutzung dieses Zustandes durch die amtierende Regierung zwecks Reputationserzeugung.

### *a) Die Keynesische Revolution und die politische Ökonomie der öffentlichen Verschuldung*

Vor der intellektuellen Revolution von Keynes (1936) war die finanzielle Deckung der staatlichen Ausgaben ausschließlich durch Steuern eine *moralische* Norm, die nicht verletzt werden durfte [vgl. vertiefend Buchanan und Wagner (1977, S. 9–22) zu den »Balanced-Budget«-Vorstellungen der Klassiker]. Mit der Keyneschen Revolution und der hieraus entspringenden Verwendung einer »Deficit-Spending«-Politik wurde die Grundlage

---

<sup>12</sup> Einen knappen Überblick in bezug auf politökonomische Ansätze liefern die Beiträge von Persson und Tabellini (1990), Alesina und Tabellini (1992), van Velthoven et al. (1993) sowie Alesina und Perotti (1995).



für eine stark anwachsende öffentliche Verschuldung geschaffen, die eine vermeintliche theoretische Begründung gefunden hatte [siehe Buchanan (1987b) sowie Rowley (1987a) für eine kritische Auseinandersetzung mit der Sichtweise von Keynes (1936) und seinen intellektuellen Nachfolgern]. In den Händen eines integeren und über die kognitiven Fähigkeiten verfügenden politischen Entscheidungsträgers eröffnen die Vorstellungen von Keynes (1936) ungeahnte Möglichkeiten und ökonomische Ergebnisse, die sich zum Beispiel in einer Feinsteuerung der Volkswirtschaft sowie der Erreichung der Vollbeschäftigung artikulieren [siehe hierzu beispielsweise Lerner (1944)]. In der Regel verfügen allerdings die in praxi agierenden politischen Unternehmer weder über die notwendigen ökonomischen Kenntnisse noch über die unterstellte Uneigennützigkeit. Die Konsequenzen hieraus lassen sich nach Mueller (1989, S. 295) wie folgt beschreiben: »[T]he natural proclivity of politicians to spend more than they raise in taxes took over, and the ballooning budget deficits of the seventies and eighties ensued.«

Zentraler Aspekt des »Public-Choice«-Ansatzes ist die Vorstellung, daß die politischen Unternehmer das wirtschaftspolitische Instrumentarium für die Erreichung ihrer eigenen Ziele verwenden. Die Ansätze zum politischen Konjunkturzyklus laufen auf die Überlegung hinaus, daß durch geeigneten Einsatz des wirtschaftspolitischen Instrumentariums die individuelle Stimmabgabe zum Wahltermin derart beeinflußt wird, daß die amtierende Regierung eine hinreichende Stimmenanzahl erhält, um erneut das Regierungsamt bekleiden zu können [siehe Blankart (1994a, S. 117–119), Mueller (1989, S. 277–286) sowie die Ausführungen im Abschnitt D.I]. Nach diesen Ansätzen des politischen Konjunkturzyklusses besteht ein Zusammenhang zwischen der Stimmenanzahl für die Regierung (Popularität) und den ökonomischen Variablen Inflationsrate, Arbeitslosenquote sowie Wachstumsrate des Einkommens. Insbesondere die Transferleistungen können flexibel zur temporären Steigerung des individuellen Einkommens verwendet werden. Die Finanzierung dieser Maßnahme sollte allerdings weniger durch Steuern als vielmehr durch kurzfristige Budgetdefizite erfolgen. Generell ist eine zeitlich versetzte Verwendung beider Instrumente, vor der Wahl die Erhöhung der defizitfinanzierten Transferleistungen und nach dem Wahltermin die Zunahme der Steuern, nach Tufte (1978, Kapitel 2) zu erwarten.

Diese Vorgehensweise des politischen Unternehmers ist nach Buchanan und Wagner (1977, S. 96–105) wie folgt zu begründen: Die auf die Wählerstimmen schauenden Politiker streben eine Ausweitung der staatlichen Leistungen – und hier vor allem eine Ausweitung der Transferleistungen – an. Eine hierdurch *ceteris paribus* hervorgerufene positive Politikwahrnehmung durch die Wähler – und damit eine entsprechende Wahlentscheidung



– ist jedoch durch eine Steuerfinanzierung gefährdet, da sich das verfügbare Einkommen wieder verringert. Eine solche Gefährdung wird dagegen durch eine kurzfristige Realisierung von Budgetdefiziten vermieden. Inwieweit die öffentliche Verschuldung nach dem Wahltermin eine Reduzierung erfährt, bleibt offen. Prinzipiell läßt sich somit eine ausufernde öffentliche Verschuldung nicht ausschließen, sofern keine verfassungsrechtlichen Begrenzungen dieser Finanzierungsquelle vorliegen. Damit sind jedoch mit den Segnungen und Wohltaten der politischen Unternehmer zum Wahltermin weitere Konsequenzen verbunden; die staatliche Budgetbeschränkung impliziert das Erfordernis nach Finanzierung der realisierten Budgetdefizite durch zukünftige Steuern.

Die Verwendung der öffentlichen Verschuldung als Instrument der Finanzierung staatlicher Transferleistungen bedingt darüber hinaus nach Buchanan und Wagner (1977, S. 103–105) eine Senkung der relativen Preise für öffentliche Güter, die ihrerseits eine Zunahme der Nachfrage nach Kollektivgütern induziert und damit auf die Staatsausgaben stimulierend wirkt.<sup>13</sup> Diese Unterschätzung der Kosten der staatlichen Ausgaben durch die Verwendung der öffentlichen Verschuldung läßt sich in diesen Ansätzen nur aufgrund unvollständiger Informationen sowie nicht perfekter Voraussicht erklären, d. h. die Individuen leiden unter einer *Verschuldensillusion* [vgl. van Velthoven und van Winden (1990, S. 129) sowie Buchanan (1967, S. 126–143 und 256–266)]. In diese Argumentationskette paßt auch die Überlegung von Buchanan und Wagner (1977, S. 140/141) in bezug auf die Auswirkungen eines endlichen Planungshorizontes der Individuen. Die Individuen werden die zukünftige Steuerlast, die aus einer zusätzlichen heutigen öffentlichen Verschuldung erwächst, nur bis zum Zeitpunkt ihres erwarteten Todes diskontieren. Somit erfolgt lediglich eine unvollkommene Internalisierung der zukünftigen Verpflichtungen der öffentlichen Verschuldung [siehe vertiefend Buchanan und Roback (1987)].<sup>14</sup>

---

<sup>13</sup> In diesem Zusammenhang existiert eine direkte Beziehung zu den Überlegungen von Wicksell (1896, 1958) zum Äquivalenzprinzip der Besteuerung. Buchanan und Wagner (1977, S. 11) führen aus: »In 1896, Knut Wicksell noted that an individual could make an informed, rational assessment of various proposals for public expenditure only if he were confronted with a tax bill at the same time... Efficient democratic government requires institutional arrangements that force citizens to take account of the costs of government as well as the benefits, and to do so simultaneously... A norm of balancing the fiscal decision or choice process, if not a formal balancing of the budget, emerges directly from the Wicksellian analysis.«

<sup>14</sup> Die vorangegangenen Überlegungen vernachlässigen jedoch die Implikationen der Ricardianischen Äquivalenz sowie (eng damit verbunden) die Existenz intergenerationaler Beziehungen (siehe die Ausführungen im Kapitel B). Generell muß zur Erzielung der obigen Ergebnisse unterstellt werden, daß die Individuen die Auswirkung der Finanzierungsentscheidung auf ihre Nachfahren unberücksichtigt lassen.

Crain und Ekelund (1978) weisen auf die Auswirkungen unterschiedlicher Steuern bei der Finanzierung der Zinsverpflichtungen aus einer heutigen zusätzlichen Verschuldung hin. Zukünftige Steuern auf Humankapital resultieren infolge des endlichen Lebens des zu steuernden Individuums in einer unvollständigen Internalisierung der Zinsverpflichtungen, während eine Besteuerung von Nicht-Humankapital eher zu einer vollständigen Internalisierung führt. Generell erklären diese Ansätze somit die öffentliche Verschuldung

1. aus der Verwendung dieser Finanzierungsquelle für die Wohltaten im Rahmen des Ansatzes des politischen Konjunkturzyklusses zur Macht-sicherung der bestehenden Regierungspartei sowie
2. aus einer unvollständigen Internalisierung der mit einer heutigen zusätzlichen öffentlichen Verschuldung verbundenen zukünftigen Zinsverpflichtungen aufgrund der Verschuldensillusion oder eines endlichen Planungshorizontes.

Problematisch an dieser Betrachtungsweise erscheint die Verwendung von homogenen Individuen sowie die implizit unterstellte systematische Täuschung der Individuen und damit verbunden die Abwesenheit von Lerneffekten. Insbesondere dieser Kritikpunkt aus der Sichtweise des Ansatzes der rationalen Erwartungen hat zur Entwicklung verschiedener politökonomischer Ansätze geführt, die durch eine rationale Erwartungsbildung der Individuen charakterisiert sind [vgl. Alesina und Roubini (1992)].

Des weiteren bleibt bei dieser Darstellungsweise vollkommen offen, warum Budgetdefizite in historischer Sicht erst erheblich nach der Keyneschen Revolution verstärkt verwendet wurden. Dies ist möglicherweise durch den Paradigmenwechsel begründet, wonach die Keynesianische Revolution und damit verbunden die Lockerung der moralischen Vorstellungen in Hinblick auf die Verwendung der Budgetdefizite erst nach einiger Zeit zum exzessiven Einsatz der Budgetdefizite führte. Die politischen Unternehmer haben folglich erst nach längerer Zeit ihre moralischen Einwendungen abgelegt [vgl. van Velthoven et al. (1993, S. 23)]. Daneben kann nach Crain und Ekelund (1978) auf die veränderte Struktur der Quellen der Besteuerung sowie auf die durch Aufgabe des Goldstandard ermöglichte Verwendung des Zentralbankgeldes als Finanzierungsquelle verwiesen werden. Inwieweit diese Gründe allerdings ausreichen, um die aktuelle Entwicklung zu erklären, sei dahingestellt [vgl. van Velthoven et al. (1993, S. 23)].

*b) Rationale Erwartungen, asymmetrische  
Informationen und Budgetdefizite*

Die generelle Kritik an den älteren Modellen von seiten des Ansatzes rationaler Erwartungen hat zu theoretischen Überlegungen angeregt, welche die systematische Täuschung der Wähler ausschließen. Danach müßten prinzipiell politische Konjunkturzyklen in makroökonomischen Variablen statistisch nicht signifikant sein. Allerdings schließt der Ansatz rationaler Erwartungen die Existenz von Informationsasymmetrien nicht aus [vgl. Pesaran (1987)]. Auf der Grundlage von Informationsasymmetrien haben Rogoff und Sibert (1988) sowie Rogoff (1990) dynamische »Signaling«-Modelle entwickelt, bei denen durch vergangene Aktionen (prinzipiell jede Finanzierungskomponente und damit auch Abweichungen der Steuersätze vom »Tax-Smoothing«-Ansatz) den Wählern Kompetenz hinsichtlich einer effizienten Versorgung der Volkswirtschaft mit den relevanten öffentlichen Kollektivgütern suggeriert wird.

Rogoff und Sibert (1988) unterstellen, daß die Regierung, der politische Unternehmer, den Indikator für ihre »Performance« vor den Wählern beobachten kann. Die Regierungskompetenz sei durch einen »Moving-Average«-Prozeß erster Ordnung darstellbar, so daß eine gewisse Kontinuität in der Regierungsleistung unterstellt sei. Die Regierung ist in der Lage, die Wähler kurzfristig zu täuschen, indem sie ihre eigene Kompetenz durch einen Indikator signalisiert. Ein kurzfristiger Wahlzyklus in diesem Indikator – d. h. in einer makroökonomischen Variable – ist die Folge. Im Gleichgewicht sind hingegen die Individuen in der Lage, die Kompetenz des amtierenden politischen Unternehmers durch das Ausmaß der Verzerrung der Steuern und der Ausgaben abzuleiten.

Bei diesem Ansatz wird unterstellt, daß die Wähler kompetente Regierungen präferieren. Als Indikator für die Kompetenz verwenden die Wähler aufgrund des erst verzögert zu beobachtenden Kompetenzschocks  $e$  den Steuersatz  $\tau$ . Grundlage der Analyse ist die staatliche Budgetgleichung

$$(D.1) \quad G = e + \tau + \Delta,$$

wonach die staatlichen Ausgaben durch einen zu Beginn jeder Periode festzulegenden Steuersatz  $\tau$  finanziert werden – unter Berücksichtigung der Regierungskompetenz  $e$ . Falls sich bei der Festsetzung des Steuersatzes aufgrund der Schätzung der Regierung Fehler ergeben haben sollten, müssen zur Deckung der staatlichen Ausgaben am Ende der Periode die fehlenden Mittel beispielsweise durch aktive »Seigniorage« oder Staatsschuldverschreibungen finanziert werden. Man kann die Finanzierungskomponente

$\Delta$  als Proxy für jede verzerrende Steuer ansehen. Unter Verweis auf Barro (1979) sei unterstellt, daß durch  $\Delta$  eine Abweichung von der optimalen Verteilung der Steuern über die Zeit im Sinne des »Tax-Smoothing«-Ansatzes erfolgt. Mit anderen Worten, sollte eine Fehleinschätzung der wirtschaftlichen Situation von seiten des politischen Unternehmers vorliegen, setzt dieser Budgetdefizite ein, die nicht mit dem »Tax-Smoothing«-Ansatz im Einklang stehen.

Rogoff und Sibert (1988) unterstellen, daß die Regierung ihren Kompetenzschock möglichst groß erscheinen lassen möchte; folglich setzt die Regierung einen zu geringen Steuersatz fest. Am Ende der Periode sind die fehlenden Einnahmen aufzubringen und die Wähler können die tatsächliche Kompetenz – leider zu spät – beurteilen. Neben dem Innehaben des Regierungsamtes geht allerdings die soziale Wohlfahrt, die durch die Abweichung vom »Tax-Smoothing«-Ansatz negativ beeinflusst wird, in die von der Regierungspartei zu maximierende »Present-Discount-Value«-Funktion positiv ein. Neben politischen Erwägungen berücksichtigen die politischen Unternehmer auch die wohlfahrtsökonomischen Konsequenzen ihres Handelns und beschränken die Reputationserzeugung auf ein »erträgliches« Maß.

Unter Berücksichtigung einiger Restriktionen – die Wählerentscheidung hängt von den sonstigen Merkmalen der beiden Parteien aufgrund eines Parteischocks  $q$ , den vergangenen Kompetenzschocks sowie der letzten Steuerfestsetzung, aber nicht vom Ausmaß der suboptimalen Festsetzung der Steuersätze ab – kann für einen endlichen Zeithorizont sowie unter Verwendung der gegebenen Informationsstruktur ein einziges separierendes sequentielles Gleichgewicht abgeleitet werden [vgl. Kreps und Wilson (1982a, 1982b)]. Hierbei enthält die Steuerfestsetzung der Regierungspartei vollständig deren Informationsstand hinsichtlich des Kompetenzschocks. Es läßt sich darüber hinaus zeigen, daß die Regierungspartei weniger ihre wahre Kompetenz verschleiert, wenn ihre eigenen Kompetenzinformationen extrem günstig oder ungünstig sind. (Begründet ist dieser Sachverhalt durch die Berücksichtigung der sozialen Wohlfahrt in der zu optimierenden Zielfunktion.) Des weiteren verschleiert der politische Unternehmer seine wahre Kompetenz außerhalb der üblichen Wahlperiode nicht, da diese Information für die Wahlentscheidung aufgrund des unterstellten »Moving-Average«-Prozesses erster Ordnung irrelevant ist.

Eine Erweiterung des Ansatzes von Rogoff und Sibert (1988) wurde von Rogoff (1990) durch die Verwendung eines dynamischen multidimensionalen »Signaling«-Modelles vorgenommen. In Analogie zu den vorherrschenden Ansätzen gelangt Rogoff (1990, S. 21) zum Ergebnis, daß der amtierende Regierungschef ebenfalls kurz vor den Wahlen einen Anreiz besitzt,

die fiskalpolitischen Instrumente hin zu merklichen staatlichen Ausgaben zu verschieben und geringere staatliche Investitionsausgaben zu realisieren. (Das heißt, es tritt keine Veränderung der gesamten staatlichen Ausgaben ein, sondern lediglich eine Veränderung der Zusammensetzung der staatlichen Ausgaben. Die Höhe bleibt unverändert, aber die Ausgaben kommen vor allem den heutigen Wählern zugute, während bei den Investitionsausgaben auch die zukünftigen Generationen positiv betroffen sind und damit die heutigen Wähler nur zu einem geringeren Teil.)

Durch den Gleichgewichtsansatz der politischen Budgetzyklen existiert nach Rogoff (1990, S. 33/34) zu den stringenten älteren Modellen des politischen Konjunkturzyklusses im Sinne von Nordhaus (1975) eine alternative Möglichkeit zur empirischen Analyse von *kurzfristigen* Wahlzyklen in den makroökonomischen Aggregaten. Des weiteren ist der Ansatz von Rogoff (1990, S. 34) in Hinblick auf die dynamische Struktur der Zyklen durch eindeutige Aussagen gekennzeichnet: Vorwahl- und Nachwahl-Werte der makroökonomischen Variablen sollten sich durch eine positive Korrelation auszeichnen (bezogen auf Abweichungen der jeweiligen Mittelwerte). Darüber hinaus sind kompetente Amtsinhaber durch einen größeren Spielraum in Hinblick auf die Reduzierung von Steuern und die Erhöhung der staatlichen Konsumausgaben kurz *vor* den Wahlen ausgezeichnet; diese Maßnahmen können von ihnen auch *nach* den Wahlen durchgeführt werden. Die Ergebnisse von Rogoff und Sibert (1988, S. 12) implizieren nicht, daß Wahlen schlecht und unnötig seien, nur weil durch diese im Rahmen des Modelles eine suboptimale Distribution der Steuerverzerrungen über die Zeit erfolgt. Im Durchschnitt werden vielmehr durch Wahlen die kompetenten Parteien das Regierungsamt einnehmen.

## 2. Zeitinkonsistente Präferenzen und die Beschränkung des politischen Gegners durch Budgetdefizite

Ansatzpunkt der Betrachtung der nachstehenden Ansätze ist die Unterstellung, daß die politischen Unternehmer die Ausgestaltung der Fiskalpolitik durch Mehrheitsabstimmung festlegen. Unterschiede in der Ausgestaltung der Politik der öffentlichen Verschuldung sind die Folge von instabilen – d. h. wechselnden – Mehrheiten im Zeitablauf. Die politischen Unternehmer erhalten durch das Instrument der Budgetdefizite einen zusätzlichen Handlungsspielraum: Der Entscheidungsspielraum der zukünftigen politischen Mehrheit läßt sich durch Entscheidungen der heutigen politischen Mehrheit in bezug auf die öffentliche Verschuldung beeinflussen.

Man unterscheidet bei der Analyse der Auswirkungen *zeitinkonsistenter* Präferenzen – durch wechselnde politische Mehrheiten – auf die Rea-

lisierung von Budgetdefiziten verschiedene Szenarien [siehe Persson und Tabellini (1990, S. 154)]:

1. Die Präferenzen der Individuen unterscheiden sich in Hinblick auf das Niveau der öffentlichen Verschuldung (Abschnitt a). Durch die Erhöhung der öffentlichen Verschuldung einer heutigen konservativen Mehrheit, können sich für die zukünftige linke Mehrheit Restriktionen einstellen, die öffentlichen Ausgaben in eine Richtung zu verändern, die eher im Sinne der Präferenzen der heutigen konservativen Mehrheit sind. Der strategische Einsatz von Staatsschuldverschreibungen ist demnach das Resultat einer Überlegung der heutigen politischen Mehrheit beziehungsweise des Amtsinhabers: Es wird der Versuch unternommen, die zukünftige Regierung so zu beeinflussen, daß die zukünftige staatliche Kollektivgütermenge eher den Präferenzen der heutigen politischen Mehrheit entspricht.
2. Unterscheiden sich hingegen die Mehrheiten einzig und alleine in Hinblick auf die Präferenzen der Zusammensetzung der öffentlichen Ausgaben, dann präferiert die heutige politische Mehrheit – unabhängig von der politischen Ausrichtung – bei einem absehbaren Verlust des Regierungsamtes zusätzliche Staatsschuldverschreibungen (Abschnitt b). Damit wird durch die politische Instabilität – d. h. durch die wechselnden Mehrheiten und damit aufgrund der zeitinkonsistenten Präferenzen – eine kollektive Kurzsichtigkeit (»Collective-Myopia«) induziert, die nicht im Widerspruch zu rational agierenden Individuen stehen muß.
3. Die beiden vorangegangenen Ansätze betonen die Verschiebung der Wohlfahrtsverluste der Besteuerung über die Zeit. Eine weitere ökonomische Erklärung von Budgetdefiziten ist mit der hierdurch zu realisierenden intergenerationellen Umverteilung verbunden (Abschnitt c). Im Mittelpunkt der Wahlentscheidung steht das Ausmaß der intergenerationellen Umverteilung. Dieser Ansatz verknüpft verschiedene Aspekte: Zunächst die Reaktion der Wähler auf die Emission von Staatsschuldverschreibungen einer vergangenen Regierung – dergestalt, daß die zukünftigen Generationen nicht durch die Defizitpolitik vergangener Generationen eingeschränkt werden – und zum anderen existiert innerhalb einer jeden Generation ein gewisses Maß an Heterogenität. Damit eröffnet sich die Möglichkeit der Umverteilung zwischen den *und* innerhalb der Generationen. Daneben kann auch die Frage geklärt werden, unter welchen Bedingungen die ausstehenden öffentlichen Schulden keiner Einlöseverweigerung unterliegen.
4. Die dargestellten Ansätze lassen sich durch Berücksichtigung des Auslandes erweitern. Prinzipiell folgen analoge Überlegungen und Konsequenzen wie in den vorangegangenen Ansätzen (Abschnitt d).



Die anschließenden Abschnitte beschreiben die verschiedenen soeben vorgestellten Ansätze eingehender. Gemeinsame Grundlage dieser neueren Ansätze der politischen Ökonomie der öffentlichen Verschuldung ist die Verwendung des *Medianwählermodelles*. Der Medianwähler entscheidet letztendlich über die staatliche Politik; d. h. die von den Parteien realisierten Programme orientieren sich an den Präferenzen des Medianwählers. Gemeinsam ist diesen Ansätzen auch die Unterstellung der Existenz eines Reputationsmechanismus, der eine Reduzierung der öffentlichen Verschuldung durch Inflation sowie eine vollständige Verweigerung der Anerkennung der von der Vorgängerregierung geschaffenen öffentlichen Verschuldung verhindert.<sup>15</sup> Ansonsten könnte die »beschränkte« zukünftige politische Mehrheit durch die genannten ökonomischen Maßnahmen die Restriktion lockern und diese politökonomische Begründung für die Verwendung von Budgetdefiziten entfällt.

#### *a) Politische Festlegung des Niveaus der staatlichen Ausgaben*

Ansatzpunkt der Zwei-Perioden-Zwei-Parteien-Analyse von Persson und Svensson (1989) ist eine Konstellation, in der die Regierung infolge des Wechsels der Regierungspartei durch *zeitinkonsistente* Präferenzen charakterisiert ist. Die Präferenzen der Regierung verändern sich, da jeweils eine andere Partei das Regierungsamt innehat. Bei den ideologisch motivierten Parteien handelt es sich um eine konservative Partei mit Präferenzen für einen möglichst kleinen staatlichen Sektor und eine linke Partei mit Präferenzen für einen möglichst großen staatlichen Sektor. Zunächst soll die konservative Partei die Regierung stellen. In der folgenden Periode hat dann definitiv die linke Partei das Regierungsamt inne.

Zur Vereinfachung sei unterstellt, daß sich die Regierungen zeitkonsistenten Restriktionen gegenübersehen; insbesondere wird von der Identität der ex-post- und der ex-ante-Arbeitsangebotselastizitäten ausgegangen. Darüber hinaus sei eine kleine offene Volkswirtschaft unterstellt, die sich einem Realzinssatz in Höhe von null gegenübersteht und die im Rahmen der Besteuerung nur eine Einkommens-, aber keine Kapitalsteuer verwenden kann. Diese Annahme impliziert die Steuersatzgleichheit in den beiden Pe-

<sup>15</sup> Für eine Beschreibung verschiedener Varianten des Einsatzes der Inflation zur (teilweisen) Tilgung der öffentlichen Verschuldung siehe Calvo (1988). Mit Cukierman (1992) läßt sich die in den obigen Ansätzen vorgenommene Unterstellung eines *Reputationsmechanismus* durch die sich in den westlichen Industrienationen ergebenden Auswirkungen auf die Bonität des Staates begründen. Danach würde allein aufgrund der Größe des Kapitalmarktes eine sofortige Zunahme der Nominalverzinsung der staatlichen Wertpapiere (Risikoprämie) bei einer Tilgung durch die Inflation sowie bei Zahlungsverweigerung eintreten.



rioden auf der Basis der »Tax-Smoothing«-Hypothese. Zur Vereinfachung unterstellen Persson und Svensson (1989):

1. In der Periode 1 werden keine staatlichen Ausgaben getätigt; die politische Mehrheit dieser Periode entscheidet aufgrund der Steuersatzidentität für die beiden Perioden nur über das Ausmaß der öffentlichen Verschuldung.
2. In der Periode 2 fallen demgegenüber staatliche Ausgaben an, deren Ausmaß unter Berücksichtigung des Bestandes an Staatsschuldverschreibungen von der politischen Mehrheit der Periode 2 determiniert wird.

Persson und Svensson (1989) nehmen bei ihrer Analyse an, daß die Präferenzen in Hinblick auf die staatlichen Konsumausgaben zeitinkonsistent sind. In der beschriebenen Situation kann eine heutige Regierung (bei geeigneter Wahl des Instrumentariums) einen gewissen Einfluß auf das zukünftige Niveau der staatlichen Konsumausgaben ausüben: Insbesondere impliziert dieser Ansatz – unter bestimmten Bedingungen – die Feststellung, daß eine konservative Regierung ihrem linken Nachfolger eine höhere öffentliche Verschuldung hinterläßt, indem sie in ihrer Amtsperiode weniger Steuern ansammelt. Es läßt sich zeigen, daß sich das zeitkonsistente Niveau der staatlichen Konsumausgaben zwischen den Ausgaben bei ausschließlich reinen – über zwei Perioden regierenden – Parteien befindet. In diesem Ansatz von Persson und Svensson (1989) weisen somit die Budgetdefizite zwei Aufgaben auf: Sie können (1) zur Glättung der Steuerbelastungen und (2) auch als Zustandsvariable zur Beeinflussung zukünftiger Ausgabenentscheidungen verwendet werden.

Die Verwendung der Budgetdefizite zur strategischen Beschränkung der nachfolgenden Regierung unterstellt eine Form der *Eigensinnigkeit*. Die Eigensinnigkeit wirkt sich nur bei Kenntnis des Wechsels der Regierungspartei aus. Die sich anschließende Regierung ist dann mit einer höheren öffentlichen Verschuldung konfrontiert – im Vergleich zu einer Welt, in der die konservative Regierung über beide Perioden das Regierungsamt innehat. Die konservative Regierung ist *eigensinnig*, da sie dem Ziel der Erreichung des von ihr präferierten Niveaus der staatlichen Konsumausgaben einen deutlich höheren Wert zuweist als den mit der Besteuerung – beziehungsweise dem sich so ergebenden verzerrenden zeitlichen Steuerprofil – verbundenen Überschußbelastungen.<sup>16</sup> Für den Fall einer *eigensinnigen*

---

<sup>16</sup> Im Rahmen ihrer theoretischen Analyse unterscheiden Persson und Svensson (1989) zwei Effekte, welche in die Nutzenfunktion der konservativen Partei eingehen. Hierbei handelt es sich zunächst um die »Volume-Distortion« im Zusammenhang mit

linken Partei, die in der nächsten Periode nicht die Regierung stellt, folgt in dieser Modellwelt ein vergleichsweise niedrigeres Budgetdefizit – im Vergleich zur Referenzsituation in der sie in den beiden Perioden die Regierung stellt. Wenn die linke Partei definitiv Kenntnis von ihrer Ablösung haben sollte, wird sie eine geringere öffentliche Verschuldung hinterlassen. Diese zwingt die nachfolgende konservative Regierung zu einer nicht in ihren Präferenzen liegenden Ausweitung der staatlichen Ausgaben.<sup>17</sup>

Insgesamt sind die nachstehenden Ergebnisse in Hinblick auf diesen Ansatz festzuhalten:<sup>18</sup>

1. Bei der Ableitung der Bedingungen für die Festlegung der Gleichgewichtspolitik der öffentlichen Verschuldung wird unterstellt, daß vollständige Voraussicht bezüglich der Identität des wahlentscheidenden *Medianwählers* besteht. Geht man stattdessen von Unsicherheit bezüglich der Identität dieser Person aus, treten nach Persson und Tabellini (1990, S. 159) vergleichbare Ergebnisse ein: Eine heutige Regierung mit Präferenzen, die rechts vom erwarteten zukünftigen Medianwähler liegen sollten, realisiert ein größeres Budgetdefizit im Verhältnis zu einer Regierung mit Präferenzen links vom Medianwähler.
2. Dieser Ansatz ist mit dem Problem der Begründung eines Mehrheitswechsels behaftet. Dieser ist zwingend durch eine Veränderung in der Personenzusammensetzung bedingt. Das heißt, die Präferenzen des Medianwählers »verändern« sich, indem die Zusammensetzung der abstimmenden Wähler einer Änderung unterliegt. Dieser Wechsel kann sich allerdings nur durch die Aufnahme neuer Generationen oder durch Einwanderung einstellen. Damit sind durch diesen Ansatz auch Umver-

---

dem Umfang der bereitgestellten Menge des Kollektivgutes sowie die »Intertemporal-Distortion«, welche mit der Abweichung der Steuersatzsetzung von derjenigen des »Tax-Smoothing«-Ansatzes verbunden ist. Zwischen diesen beiden Effekten besteht ein Trade-off. Für den Fall eines definitiven Regierungswechsels weist die konservative Regierung der »Volume-Distortion« einen höheren Stellenwert zu – damit wird der strategische Einsatz der öffentlichen Verschuldung präferiert –, wenn sie über eine relativ steile Grenznutzenkurve bezüglich der staatlichen Ausgaben verfügt.

<sup>17</sup> Die Steuereinnahmen können somit im vollem Umfange zur Bereitstellung öffentlicher Kollektivgüter verwendet werden; andernfalls müßten reguläre Steuereinnahmen zum Nachkommen der Zins- und Tilgungsverpflichtungen herangezogen werden.

<sup>18</sup> Modellerweiterungen können sich auf die Verwendung mehrerer Perioden und die Berücksichtigung von Unsicherheit bei der Regierungsnachfolge – beispielsweise infolge von Unsicherheiten durch die Wähler, die ihre Wahlabsichten endogen verändern – beziehen. Des weiteren könnte auch berücksichtigt werden, daß die Wiederwahlchancen einer Regierung von der von ihr verfolgten Politik abhängen könnte; diese Erweiterung ist aber nach Ansicht von Persson und Svensson (1989, S. 342) nicht gerade einfach zu modellieren. Weiterhin könnten weitere Zustandsvariablen – beispielsweise der für die Herstellung der öffentlichen Güter benötigte Kapitalstock – verwendet werden.

teilungseffekte zwischen den Generationen nicht ausgeschlossen (siehe hierzu den Abschnitt c).

3. In Hinblick auf eine empirische Überprüfung des Ansatzes von Persson und Svensson (1989) lassen sich die unterschiedlichen Defizitpolitiken der beiden Parteien anführen: Ceteris paribus wird eine konservative Partei ein größeres Budgetdefizit realisieren, sofern Unterschiede bestehen in Hinblick auf die Höhe der staatlichen Ausgaben zwischen der heutigen und der potentiellen zukünftigen Regierung; damit erfolgt der Einsatz der öffentlichen Verschuldung als strategisches Instrument der Beschränkung der Politik der erwarteten linken Partei. Damit dürfte dieser Ansatz einerseits die Entwicklung der Budgetdefizite in den Vereinigten Staaten erklären können – Einschränkung der vom Kongreß präferierten Staatsausgaben mittels der öffentlichen Verschuldung –, andererseits existieren deutliche Unterschiede zu anderen Ansätzen, in denen vor allem die linke Partei eine übermäßige Defizitpolitik betreibt [siehe beispielsweise Minford (1988) sowie die »Partisan«-Ansätze von Hibbs (1977, 1986, 1987)]. Die linke Partei wird – aus der Sicht des Ansatzes von Persson und Svensson (1989) – ihrerseits unter den bestehenden zeitkonsistenten Restriktionen einen Budgetüberschuß (oder kleineres Budgetdefizit) hinterlassen, um hierdurch die im Regierungsamt folgende konservative Partei zu einer Ausdehnung der staatlichen Ausgaben zu zwingen. Grundsätzlich wird dieser strategische Einsatz der öffentlichen Verschuldung nur dann eintreten, wenn die mit den unterschiedlichen Ausgabenpräferenzen verbundenen Verzerrungen und Nutzeneinbußen stärkeres Gewicht besitzen als die zusätzlichen wohlfahrtsökonomischen Verzerrungen aufgrund einer Abweichung vom »Tax-Smoothing«-Ansatz.

*b) Politische Festlegung der Zusammensetzung  
der staatlichen Ausgaben durch den Medianwähler*

Neben der Höhe der staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter kann auch die Zusammensetzung der staatlichen Ausgaben Gegenstand einer politischen Entscheidung und damit Ursache für die Verwendung von Budgetdefiziten sein. Abschnitt aa) unterstellt eine gegebene Finanzierungsstruktur für das gegebene Niveau der staatlichen Ausgaben, während Abschnitt bb) im Rahmen eines zweistufigen Verfahrens sowohl die Finanzierungsstruktur als auch die Zusammensetzung politisch determiniert.

aa) Die Zusammensetzung der staatlichen Ausgaben  
bei gegebener Finanzierungsstruktur

Ausgangspunkt der Analyse von Tabellini und Alesina (1990) ist eine Volkswirtschaft mit heterogenen Individuen, die jeweils zwei Perioden lang leben und durch Mehrheitsabstimmung über die Zusammensetzung der staatlichen Ausgaben zu entscheiden haben.<sup>19</sup> Die Volkswirtschaft kann zu einem Realzinssatz von null auf dem internationalen Kreditmarkt zusätzliche Kaufkraft erwerben, um so in der ersten Periode das zu verteilende Volkseinkommen zu erhöhen. Jedoch muß in der zweiten Periode alles wieder zurückgezahlt werden.

Zu Beginn jeder Periode stimmen die Individuen über die Zusammensetzung der staatlichen Ausgaben ab. Jedoch kann die politische Mehrheit der Periode 1 keine *bindende Abmachung* in Hinblick auf die Zusammensetzung der staatlichen Ausgaben der zweiten Periode abschließen. Die zukünftige politische Mehrheit der Periode 2 ist allerdings an die Zahlungsverpflichtungen, die mit der heutigen öffentlichen Verschuldung einhergehen, gebunden.

Das Ergebnis der politischen Entscheidung hängt von den *Medianwählerpräferenzen* ab. Je nachdem, ob sich die Identität des Medianwählers verändert oder über die beiden Perioden unverändert bleibt, lassen sich zwei Fälle unterscheiden [vgl. Persson und Tabellini (1990, S. 161–163)]:

1. *Zeitkonsistenz* hinsichtlich der *Medianwählerpräferenzen*. Für diesen Fall existiert eine einfache Lösung für die Gleichgewichtsdefizitpolitik: Der Medianwähler wünscht eine unveränderte Zusammensetzung der staatlichen Ausgaben über die beiden Perioden und damit ergibt sich auch eine Gleichgewichtsverschuldung von null, da die staatlichen Ausgaben über die Zeit eine Glättung erfahren.
2. *Zeitinkonsistenz* in bezug auf die *Medianwählerpräferenzen*. Es sei unterstellt, daß sich die Präferenzen der Individuen nicht verändert haben; damit wird der Medianwähler jeweils durch unterschiedliche Individuen repräsentiert.<sup>20</sup> Ausgehend von der Periode 2 läßt sich die Zu-

---

<sup>19</sup> Die Nutzenfunktion dieser heterogenen Individuen besteht aus einer zeitseparierbaren Nutzenfunktion – additive Nutzenfunktion der beiden Perioden – unter Berücksichtigung eines für jedes Individuum gegebenen Parameters für die Zusammensetzung der staatlichen Ausgaben.

<sup>20</sup> Die Veränderung des Medianwählers ergibt sich nach Tabellini und Alesina (1990, S. 39) entweder (1) durch Zufallsschocks bei den Wahlkosten im Sinne von Ledyard (1984), die ihrerseits die Wahlteilnehmerzahl beeinflussen, oder (2) in der Veränderung der Gesamtzahl der stimmberechtigten Individuen durch Auswanderung, Einwanderung oder Änderung der qualitativen Anforderungen an das aktive Wahlrecht.

sammensetzung der staatlichen Ausgaben determinieren. Die politische Mehrheit der Periode 1 verwendet die Entscheidungen der politischen Mehrheit der Periode 2 zur strategischen Festlegung der Verschuldung, um so die Ausgabenentscheidung der nächsten Periode zu beeinflussen. Im Gleichgewicht muß der Grenznutzen der höheren staatlichen Ausgaben der Periode 1 den Grenzkosten der geringen staatlichen Ausgaben der Periode 2 entsprechen (bei Berücksichtigung der Allokationswirkungen der Ausgabenkürzungen durch die neue politische Mehrheit). Unter Verwendung eines *Konkavitätsindizes* – mit der Annahme einer abnehmenden Funktion von der Menge der öffentlichen Güter – werden die Indifferenzkurven der Medianwähler bei zunehmenden Einkommen flacher.<sup>21</sup> Die beiden öffentlichen Güter werden nähere Substitutionsgüter und damit nehmen die Unterschiede der Medianwähler bei zunehmenden Einkommensunterschieden zu (divergierende Einkommens-Expansionspfade). Für den hier unterstellten Fall einer abnehmenden Funktion des Konkavitätsindizes ergibt sich eine positive Verschuldung. Des weiteren wird die öffentliche Verschuldung um so größer sein, je mehr die Präferenzen der beiden Medianwähler voneinander divergieren. Durch die Realisierung eines Budgetdefizites nähert sich zwangsweise die Zusammensetzung der staatlichen Ausgaben der Periode 2 der Zusammensetzung an, die vom Medianwähler der Periode 1 präferiert wird.

Durch die strategische Verwendung der öffentlichen Verschuldung kann die heutige politische Mehrheit – beziehungsweise der diese politische Mehrheit determinierende Medianwähler – die Zusammensetzung der staatlichen Ausgaben der zukünftigen Periode entscheidend beeinflussen, so daß die zukünftige Zusammensetzung sich seinen Präferenzen nähert. Sollte sich die politische Mehrheit in diesem Zwei-Perioden-Modell verändern, kann die ökonomisch effiziente »Tax-Smoothing«-Politik keine Gleichgewichtspolitik unter der Mehrheitsregel sein. Insbesondere bei bestimmten Präferenzstrukturen der Wähler wird eine Mehrheit der Wähler immer ein Budgetdefizit präferieren: Für diesen Fall muß die Bedingung erfüllt sein, daß die *Konkavitätsfunktion* eine abnehmende Funktion der staatlichen Ausgaben ist. Damit realisiert der Medianwähler der heutigen Periode Budgetdefizite, welche die zukünftige politische Mehrheit zwingt, die Zusammensetzung der staatlichen Ausgaben in Richtung der Präferenzen des Medianwählers der heutigen Periode anzunähern.<sup>22</sup>

<sup>21</sup> Siehe zu näheren Darstellung des *Konkavitätsindizes* Debreu und Koopmans (1982) sowie Tabellini und Alesina (1990, S. 41–44).

<sup>22</sup> Für den Fall einer nichtdeterministischen Welt, einer stochastischen Welt, in der sich die zukünftige politische Mehrheit über eine Zufallsvariable einstellt, lassen sich

Als testbare Hypothesen führen Persson und Tabellini (1990, S. 163) Unterschiede zwischen stabilen und instabilen politischen Systemen an: Politisch instabile und damit polarisierte Gesellschaften zeichnen sich durch größere Budgetdefizite aus. Als Stabilitätsmaßstab lassen sich die durchschnittlichen Amtszeiten anführen; politisch stabile Gesellschaften sind durch lange Amtszeiten charakterisiert.

#### bb) Simultane Bestimmung der Finanzierungsstruktur und der Staatsausgabenzusammensetzung

Alesina und Tabellini (1990) gehen bei ihrer positiven Theorie der Budgetdefizite und der öffentlichen Verschuldung von im politischen Bereich eigennützig rational agierenden Individuen aus. Zentrales Element bei dieser Betrachtung ist die Verwendung zweier miteinander konkurrierender Politiker mit verschiedenen Zielfunktionen, die sich im Regierungsamt infolge von Wahlen abwechseln können. Dem jeweiligen Politiker steht nur ein temporäres Monopol während seiner Regierungszeit zu. Die politische Entscheidung bezieht sich sowohl auf die Zusammensetzung der staatlichen Ausgaben – d. h. das Ausmaß an Bildung und Polizei – als auch auf die Festsetzung der Steuersätze in jeder Periode.

Um das Regierungsamt konkurrieren zwei Parteien D und R, die sich nur hinsichtlich der Präferenzen für die beiden Kollektivgüter unterscheiden. Zur Vereinfachung sei der Extremfall unterstellt, daß jede Partei nur eines der beiden Kollektivgüter präferiert und das andere Gut nicht öffentlich bereitstellen möchte. Die Parteien lassen sich als Interessenvertreter von zwei Wählergruppen ansehen: Die eine Wählergruppe möchte nur das Kollektivgut Bildung und die andere Wählergruppe das Kollektivgut Polizei. Damit unterscheiden sich die Wähler und damit die Parteien – als Ausdruck des Wählerwillens – nur hinsichtlich der Zusammensetzung der staatlichen Ausgaben. Wahlen werden zu Beginn jeder Periode abgehalten, wobei die Partei D mit der exogenen Wahrscheinlichkeit  $p$  die Wahl gewinnt.

Da in diesem Ansatz durch die Existenz zweier Politiker mit unterschiedlichen Präferenzen die Möglichkeit nicht auszuschließen ist, daß sich die Vorstellungen der gegenwärtigen und der zukünftigen Regierung unterscheiden, ist die Realisierung von Budgetdefiziten als strategisches Instrument zur Beeinflussung der Wahlmöglichkeiten der nachfolgenden Regierung anzusehen. Es besteht keine Möglichkeit, die folgende Regierung –

---

analoge Überlegungen ableiten. Die Gleichgewichtsverschuldung ist um so höher, je größer die Wahrscheinlichkeit einer Divergenz der Medianwähler ist.



über eine Festlegung des Steuersatzes oder der Höhe der staatlichen Ausgaben – zu binden. Nur über die öffentliche Verschuldung besteht eine Möglichkeit zur fiskalischen Beschränkung des Nachfolgers.

Zur konkreten Problemlösung spalten Alesina und Tabellini (1990, S. 406) die Maximierungsaufgabe der heutigen Regierung in zwei Phasen auf:

1. In der ersten Phase werden im Rahmen des *intra*temporalen Problems für ein gegebenes Budgetdefizit sowohl der Steuersatz als auch die staatlichen Ausgaben bestimmt.
2. Und in der zweiten Phase läßt sich das *inter*temporale Problem der Festlegung der Höhe der Budgetdefizite lösen.

Zunächst sei das *intra*temporale Problem betrachtet. Die Lösung des ersten Problems resultiert aus der Bereitstellung des Kollektivgutes Polizei durch die Partei R, während die Partei D das Kollektivgut Bildung bereitstellt, sofern von der jeweiligen Partei die Regierung gestellt wird. Kein Unterschied besteht hingegen in Hinblick auf den Steuersatz und das Niveau der staatlichen Ausgaben bei einem gegebenen Budgetdefizit. Damit realisieren beide Parteien als Regierung jeweils auch die gleiche individuelle Konsum- und Freizeitmenge. Die Gleichgewichtsmengen der Periode  $t$  hängen vom Budgetdefizit wie folgt ab: Die privaten Konsumausgaben und die Freizeit sind positiv vom Budgetdefizit abhängig, während die Kollektivgütermengen jeweils negativ vom Budgetdefizit abhängen.

Die Lösung des *inter*temporalen Problems gestaltet sich komplizierter. Zur Ableitung des optimalen Zeitpfades der öffentlichen Verschuldung sei zunächst ein *sozialer Planer* unterstellt, der in jeder Periode mit der Wahrscheinlichkeit eins wiedergewählt wird und bezüglich der Bereitstellung der beiden kollektiven Güter eine Gewichtung der Wählerpräferenzen vornimmt, so daß eine Optimierung der gesamtwirtschaftlichen Wohlfahrt erfolgt [siehe Alesina und Tabellini (1990, S. 407/408)]. In dieser Situation gleicht der soziale Planer das Budget immer (durch Steuern) aus. Das Einnahmeninstrument Budgetdefizit findet keine Anwendung.<sup>23</sup>

---

<sup>23</sup> Dieses Ergebnis kann im Sinne von Lucas und Stokey (1983) als eine optimale Politik unter bindender Abmachung interpretiert werden. Es ist aber auch bei Abwesenheit von bindenden Abmachungen realisierbar: Siehe die Ausführungen von Alesina und Tabellini (1990, S. 407), wonach der *soziale Planer* in jeder Periode im Gleichgewicht das Budget ausgleicht – ohne ein Budgetdefizit zu verwenden –, auch wenn keine bindenden Abmachungen möglich sein sollten. Das heißt, der soziale Planer wird keine überraschende Veränderung der Budgetpolitik vornehmen.



Hinsichtlich der optimalen Zusammensetzung der staatlichen Ausgaben wird der soziale Planer unter Verwendung der ihm mit Sicherheit bekannten Verteilung der Präferenzen bezüglich der beiden kollektiven Güter die Wohlfahrt der Summe aller Individuen maximieren.<sup>24</sup> Eine optimale Zusammensetzung liegt vor, wenn der – in bezug auf die Anzahl der Individuen und hinsichtlich des vom sozialen Planer verwendeten Gewichtungsfaktors – gewichtete Grenznutzen des einen kollektiven Gutes dem gewichteten Grenznutzen des anderen Kollektivgutes entspricht.

Wird von einem sozialen Planer abgesehen und stattdessen die Parteienkonkurrenz betrachtet, sind in Abhängigkeit von der Länge des Planungshorizontes nachstehende Ergebnisse möglich [vgl. Alesina und Tabellini (1990, S. 409/410)]:

1. Für einen endlichen (zweiperiodigen) Planungshorizont und einen anfänglichen Bestand an Staatsschuldverschreibungen in Höhe von null Einheiten zu Beginn der Periode 0, können die Parteien Überlegungen hinsichtlich der Höhe der Budgetdefizite, die der nächsten Periode 1 zu hinterlassen sind (das damit verbundene Budgetdefizit muß in der letzten Periode getilgt werden), anstellen. Das von einer Partei erzeugte Budgetdefizit für die nächste Periode hängt negativ von der Wahrscheinlichkeit der Wiederwahl ab. Das heißt, mit Zunahme der Wiederwahlchancen reduziert sich das Budgetdefizit, da mit diesem Defizit in der letzten Periode Kosten verbunden sind. Diese Kosten bestehen zunächst aus den mit der Tilgung des Budgetdefizites verbundenen Steuern, die positiv von der Budgetdefizithöhe abhängen, und mit einem Wohlfahrtsverlust verbunden sind sowie aus einer Reduktion der staatlichen Ausgaben und damit in einer Verringerung der von der Partei präferierten Menge des Kollektivgutes.<sup>25</sup> Nimmt dahingegen die Wiederwahlchance dramatisch ab und besteht eine hohe Wahrscheinlichkeit, daß die andere Partei die nächste und damit in diesem Zwei-Perioden-Modell die letzte Regierung stellt, kann die in der Periode 1 regierende Partei ein hohes Budgetdefizit generieren. Damit läßt sich in der Periode 1 eine größere Menge des präferierten Kollektivgutes finanzieren. Die Abtragung des damit einhergehenden Budgetdefizites

---

<sup>24</sup> Bei Alesina und Tabellini (1990) werden hierbei die Nutzen der einzelnen Individuen bei der Summierung noch mit einem willkürlich vom sozialen Planer festgelegten Gewicht bewertet, wobei die Summe der Gewichtungsfaktoren über alle Individuen den Wert eins annimmt.

<sup>25</sup> Mit zunehmenden Wiederwahlchancen werden die externen Kosten eines Budgetdefizites internalisiert. Es besteht eine positive Wahrscheinlichkeit, daß man selbst diese Kosten tragen muß. Bei zunehmender Wiederwahlwahrscheinlichkeit wird ceteris paribus ein geringeres Budgetdefizit realisiert.

überläßt die amtierende Partei der konkurrierenden gegnerischen Partei. Diese muß ihrerseits in der Periode 2 die staatlichen Ausgaben reduzieren und damit die Menge des präferierten Kollektivgutes drastisch einschränken.

2. Für die Betrachtung eines unendlichen Planungshorizontes ergeben sich bei der Ableitung einer »sinnvollen« Lösung Probleme: Bei dynamischen Spielen auf der Basis eines unendlichen Planungshorizontes können eine Vielzahl von Gleichgewichten existieren, sogenannte »multiple Gleichgewichte« [Alesina und Tabellini (1990, S. 409)].<sup>26</sup> Es mangelt folglich diesen Ansätzen an einer eindeutigen Lösung. Zur Beseitigung dieses Problems modellieren sie die Entscheidungsalternativen der Parteien wie folgt: »[We]. . . restrict each government to select strategies contingent only on the stock of debt outstanding at the beginning of its term of office« [Alesina und Tabellini (1990, S. 409/410)].<sup>27</sup> Aber selbst unter diesen Modellbedingungen können nur für eine Wiederwahlwahrscheinlichkeit von 50% konkrete Aussagen abgeleitet werden. Für diesen Fall ist das Optimierungsproblem der beiden Parteien identisch: Wiederum bestehen keine Unterschiede zwischen den Parteien in Hinblick auf das Budgetdefizit, den Steuersatz und das Niveau der staatlichen Ausgaben; nur die Zusammensetzung der staatlichen Ausgaben differiert zwischen den Parteien. Daher ergibt sich die gleiche Feststellung wie im vorherigen Zwei-Perioden-Fall. Auch in einem Ansatz mit einem unendlichen Planungshorizont werden daher bei abwechselnden Parteien tendenziell höhere Budgetdefizite realisiert als im Referenzmodell des sozialen Planers. Dies folgt aus der Tatsache, daß die Parteien die Kosten der Budgetdefizite bei einer unsicheren Wiederwahlchance nicht vollkommen internalisieren.

Eine *endogene* Modellierung der Wahlwahrscheinlichkeit  $p$  kann für den Zwei-Perioden-Fall beim  $i$ -ten Wähler, dem Medianwähler, ansetzen [vgl.

---

<sup>26</sup> Blanchard und Fischer (1989) sowie Broze et al. (1990) beschäftigen sich ausführlich mit der Problematik multipler Gleichgewichte. Durch die Einführung eines unendlichen Planungshorizontes kann *Kooperation* zwischen den gegenwärtigen und den zukünftigen politischen Mehrheiten durch Verfolgung von Triggerstrategien erzielt werden [vgl. hierzu insbesondere J.W. Friedman (1971) und die Modellierungen von Rogoff und Sibert (1988) sowie Ferejohn (1986)].

<sup>27</sup> Damit werden Überlegungen hinsichtlich von Reputationsgleichgewichten ausgeschlossen. (Durch diese Gleichgewichte wird zwar die Paretogrenze dieses Spieles nicht erreicht, aber im Vergleich zum obigen Modellrahmen erfolgt eine Bewegung in Richtung der Paretogrenze.) Das verwendete Gleichgewicht ist nach Alesina und Tabellini (1990, S. 410) eine analoge Version des markovperfekten Gleichgewichtes von Maskin und Tirole (1988). Hinsichtlich einer Berücksichtigung von Reputation und Reputationsgleichgewichten siehe Alesina (1987, 1988b) und Ferejohn (1986).

Alesina und Tabellini (1990)]. Für diesen läßt sich eine Bedingung ableiten, wann er die Partei D wählt. Danach gewinnt diese Partei die Wahl, wenn der *Medianwähler* das eine Kollektivgut (beispielsweise Bildung) in seiner Nutzenfunktion mit einem Gewicht von größer oder gleich 0,5 bewertet. Die Wahrscheinlichkeit der Wiederwahl der Partei D hängt dann von der Wahrscheinlichkeitsverteilung der Gewichtung des *Medianwählers* ab; die Wiederwahlwahrscheinlichkeit  $p$  ist demnach keine abhängige Funktion des Budgetdefizites.

Alesina und Tabellini (1990, S. 411) folgern abschließend, daß in einer Demokratie mit Präferenzunterschieden hinsichtlich der Zusammensetzung der öffentlichen Güter eine Tendenz zu höheren Budgetdefiziten und damit zu einer höheren öffentlichen Verschuldung besteht als in dem Referenzmodell mit einem wohlwollenden sozialen Planer. Darüber hinaus nimmt die öffentliche Verschuldung mit dem Grad der Präferenzunterschiede und damit der Polarisierung zu. (Je weiter die Präferenzen der politischen Unternehmer auseinanderliegen, um so größer ist die öffentliche Verschuldung.) Regierungen setzen daher die Budgetdefizite als *strategisches* Instrument ein, wenn eine positive Wahrscheinlichkeit bestehen sollte oder zu erwarten ist, daß aufeinander folgende Regierungen unterschiedliche Präferenzen haben. Hierdurch läßt sich der Handlungsspielraum der sich anschließenden Regierung erheblich einschränken, da Steuereinnahmen nunmehr zusätzlich zur Tilgung beziehungsweise zum Nachkommen der Zinsverpflichtungen und weniger für die Finanzierung der staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter zur Verfügung stehen.

Die Unterschiede in den Präferenzen der Politiker sowie die Unsicherheit in bezug auf die ideologische Ausrichtung des nächsten Regierungschefs veranlassen eine heutige Regierung, die Kosten und Verpflichtungen einer heutigen zusätzlichen öffentlichen Verschuldung nicht im vollem Umfange zu berücksichtigen, sondern nur im Umfange derjenigen Verpflichtungen, die in der erwarteten Regierungszeit – aber mindestens in der gewählten Legislaturperiode – anfallen. Als Folge wird die öffentliche Verschuldung tendenziell größer sein als bei einer reinen wohlfahrtsökonomischen Betrachtung mit einem sozialen Planer.

Alesina und Tabellini (1990, S. 404) ziehen den Schluß, daß letztendlich die Präferenzunterschiede zwischen den Individuen einen Defizitbias in den Demokratien generieren kann. Die Individuen sind demnach nicht myopisch bei der Berücksichtigung der zukünftigen Belastungen aufgrund eines vom Ansatz der rationalen Erwartungen abweichenden Erwartungsbildungsprozesses. Allerdings ergibt sich eine nicht vollständige Berücksichtigung der gesamten zukünftigen Verpflichtungen einer heutigen öffentlichen Verschuldung selbst – oder sogar gerade – bei rationalen Erwar-

tungen aufgrund der nicht unendlich lange dauernden Amtsperiode der die Staatsschuldverschreibungen emittierenden Regierung.

Grundaussage des Modelles von Alesina und Tabellini (1990, S. 404) ist die Tendenz hin zu einem höheren Gleichgewichtsniveau der öffentlichen Verschuldung. Dieses fällt um so höher aus, (1) desto größer die (erwarteten) politischen und ökonomischen Differenzen und Unterschiede zwischen aufeinander folgenden Regierungen – aufgrund verschiedener Parteien, welche die Regierung stellen – sind, (2) um so geringer die Wahrscheinlichkeit der Wiederwahl der bisherigen Partei als Regierung ist und (3) je rigider die staatlichen Ausgaben auf eine Verringerung reagieren.

*c) Umverteilung durch Budgetdefizite und die Bedeutung  
intergenerationeller Beziehungen*

Tabellini (1991) analysiert die politisch motivierte Verwendung der öffentlichen Verschuldung als Instrument der Umverteilung zwischen den Generationen. Budgetdefizite als Instrument der Umverteilung sind mit zwei Merkmalen ausgestattet, durch die sie sich von anderen Mechanismen unterscheiden:

1. Die Realisierung heutiger Budgetdefizite zur Finanzierung staatlicher Umverteilungsmaßnahmen bedeutet, daß zukünftige Generationen – seien es zum heutigen Zeitpunkt noch nicht geborene Individuen oder zukünftige Einwanderer – mit einer Einlöse- beziehungsweise Tilgungs- und Zinsverpflichtung belastet werden.
2. Diese Einlöseverpflichtung existiert ohne direkte Befragung und Beteiligung der zukünftigen Generationen.

Budgetdefizite als Instrument der Umverteilung werfen in diesem Zusammenhang zwei Fragenkomplexe auf:

1. Unter welchen Bedingungen halten sich die zukünftigen Generationen an die Einlöseverpflichtungen? Warum verweigern die belasteten Generationen nicht die Zahlung und beschließen stattdessen eine Belastung der vorangegangenen Generation?
2. Warum beutet die heutige politische Mehrheit die zukünftigen Generationen nicht vollkommen aus?

Die letztere Frage ist von Cukierman und Meltzer (1989) beantwortet worden; sie verweisen auf Erbschaftsmotive und auf Effekte auf der Basis des Ansatzes des Allgemeinen Gleichgewichtes (vgl. die diesbezüglichen

Ausführungen im Abschnitt D.II.3.a). Tabellini (1991) analysiert die erste Frage unter Verwendung eines »Perfect-Foresight-Political-Economic-Equilibrium«-Modelles einer geschlossenen Volkswirtschaft für zwei Perioden und zwei überlappenden Generationen (d. h. Eltern- und Kinder-Generation).<sup>28</sup> Der Ansatz von Tabellini (1991) berücksichtigt bei der Ableitung eines politischen Gleichgewichtes neben altruistischen Beziehungen zwischen den Generationen auch *intragenerationelle* Heterogenität, die wiederum Umverteilungspolitiken sowohl zwischen den Generationen als auch innerhalb einer Generation erlaubt. (Der Altruismus soll allerdings hinreichend schwach sein, damit im Gleichgewicht keine privaten Transfers erfolgen. Nur die Abstimmungsentscheidung sei durch den Altruismus determiniert. Durch die Heterogenität sei wiederum eine nicht gleichmäßige Verteilung der öffentlichen Schulden erlaubt.)

Die erste Periode des zweiperiodigen Ansatzes überlappender Generationen ist durch die politische Entscheidung der alleine lebenden Elterngeneration geprägt. (Der Modellrahmen unterstellt, daß die Individuen der Elterngeneration zwei Perioden lang leben, während die Individuen der Kindergeneration lediglich eine Periode lang leben.) Die politische Entscheidung erfolgt durch Mehrheitsbeschluß. Die Individuen der Elterngeneration unterscheiden sich hinsichtlich der Ausgangsausstattungen, aber nicht in bezug auf die Präferenzen. Die politische Entscheidung fällt in Hinsicht auf die Höhe der »Lump-Sum«-Transferzahlungen, die ihrerseits durch die Emission von Staatsschuldverschreibungen finanziert werden.

In der zweiten Periode treten als Stimmberechtigte die Individuen der Kindergeneration hinzu. (Zwischen den Generationen sei darüber hinaus die Möglichkeit von Transferzahlungen gestattet, d. h. Erbschaften oder Unterstützungszahlungen sind möglich.) Die öffentlichen Schulden sind zu begleichen. Deren Finanzierung ist durch die Besteuerung des Einkommens der Individuen der Kindergeneration als auch durch die Besteuerung des Vermögens der Individuen der Elterngeneration gesichert. Das Vermögen ergibt sich durch die Erträge aus den Staatsschuldverschreibungen.

Durch die positive Besteuerung der Kindereinkommen entsteht erst die Umverteilung zwischen den Generationen – und zwar von den Kindern zu den Eltern. In diesem Zusammenhang stellt sich die Frage, warum – sowie

---

<sup>28</sup> In der Regel wird hinsichtlich der ersten Frage unterstellt, daß eine bindende Abmachung die zukünftigen Generationen verpflichtet, die öffentlichen Schulden einzulösen [vgl. Cukierman und Meltzer (1989)]. Inwieweit diese Sicht mit »Real-World-Political-Institutions« in Einklang gebracht werden kann, ist allerdings zu bezweifeln [siehe eingehender Tabellini (1991)]. Tabellini (1991) untersucht diese Problematik ohne Verwendung der beiden Instrumente »Reputation« und »bindende Abmachung«. Kotlikoff et al. (1988) verwenden einen impliziten Reputationsmechanismus.

unter welchen Bedingungen – die stimmberechtigten Individuen der Kindergeneration einer solchen Umverteilung zustimmen und nicht stattdessen die öffentlichen Schulden vollständig durch die Vermögensbesteuerung finanziert sehen wollen.

Als wesentliche Ergebnisse des Modelles von Tabellini (1991) lassen sich festhalten [vgl. auch van Velthoven et al. (1993, S. 29)]:

1. Unter bestimmten Bedingungen (keine Vermögensbesteuerung sowie schwacher »General-Equilibrium«-Effekt auf den Ertrag der Staatsschuldverschreibungen) ist das Gleichgewicht gekennzeichnet durch einen Betrag an öffentlichen Schulden, bei dem die Erbschaftsbeschränkung der Individuen der Elterngeneration nicht bindend ist. In dieser Situation fungieren die öffentlichen Schulden als Instrument zur Lockerung der Nichtnegativitätsbeschränkung in bezug auf die Erbschaften. Das Niveau der öffentlichen Schulden ist dann alleine abhängig vom Altruismusgrad.
2. Das politische Gleichgewicht – Abstimmung in bezug auf die Höhe des Vermögenssteuersatzes – stellt sich unter Berücksichtigung der Konsequenzen der Auswirkungen einer Veränderung des Steuersatzes auf den Nutzen der Individuen der beiden Generationen ein; generell gilt, daß der vom *i*-ten Individuum präferierte Steuersatz auf das Vermögen eine abnehmende Funktion des relativen Vermögens der Eltern darstellt; darüber hinaus präferieren die Eltern regelmäßig einen geringeren Vermögenssteuersatz als ihre eigenen Kinder. Nach Persson und Tabellini (1990, S. 169) läßt sich zeigen, daß die Präferenzen für den Vermögenssteuersatz eingipflig sind. Daraus folgt aber die Möglichkeit sowohl von *inter*- als auch von *intragenerationellen* Umverteilungsmaßnahmen. Daneben bildet sich eine Koalition aus reichen und älteren Individuen, die für eine geringe Vermögensbesteuerung stimmt. Die Ableitung eines politischen Gleichgewichtes setzt bei der Anordnung der Individuen bezüglich ihres relativen Vermögens an. Das heißt, der *Medianwähler* bezieht sich auf die Reihung des relativen Vermögens. Das Gleichgewicht ist daher charakterisiert durch die Transferbeschränkung der Individuen sowie durch das relative Vermögen und damit durch die Vermögenssteuersatzpräferenz.<sup>29</sup> Im Vergleich zum obe-

---

<sup>29</sup> Das relative Vermögen des Medianwählers ist abhängig vom Ausmaß der öffentlichen Verschuldung. Für das relative Vermögen des Medianwählers ergibt sich zunächst ein steigender und dann ein fallender Verlauf. Die fehlende Eindeutigkeit des Verlaufs des relativen Vermögens ist durch zwei gegenläufige Effekte gekennzeichnet; zunächst generiert die Emission von Staatsschuldverschreibungen Einnahmen, die in Form von »Lump-Sum«-Transfers an die Individuen der Elterngeneration gelangen und damit die Konzentration des Vermögens vermindert. Die verringerte Streuung des Vermögens im-



ren ersten Fall ist nunmehr das Niveau der öffentlichen Verschuldung geringer. Die Verwendung der öffentlichen Verschuldung als Instrument der Umverteilung zugunsten der Individuen der Elterngeneration ergibt sich durch die ungleiche Verteilung der Ausgangsausstattung, die zu einer politischen Mehrheit aus dem reicheren Teil der Familien führt. Diese präferieren die Rückzahlung der öffentlichen Schulden durch eine Einkommensteuer gegenüber den ansonsten bestehenden *intragenerationellen* Effekten. Allerdings ist die Verwendung der Staatsschulden als Instrument der Umverteilung durch das Erfordernis einer nicht extremen anfänglichen Vermögensverteilung beschränkt.<sup>30</sup> Durch die Emission von Staatsschuldverschreibungen ergeben sich darüber hinaus Veränderungen der *Medianwählerposition*.

In diesem Zusammenhang treten auch Implikationen hinsichtlich der potentiellen Einlösungsverweigerung der zu einem früheren Zeitpunkt emittierten Staatsschuldverschreibungen ein. Durch deren Emission entsteht eine politische Interessengruppe, welche die Rückzahlung der Schulden präferiert; diese Entscheidung in bezug auf das Ausmaß der Rückzahlung – modelliert durch den Vermögenssteuersatz – ist eng mit der *inter-* und der *intragenerationellen* Umverteilung verbunden. Ein hoher Vermögenssteuersatz – und damit eine entsprechende Zahlungsverweigerung – betrifft insbesondere die Individuen der Elterngeneration, aber vor allem die reicheren Individuen. Einige Individuen der Kindergeneration bevorzugen die Rückzahlung der öffentlichen Schulden, um so der *intragenerationellen*

---

pliziert seinerseits für das politische Gleichgewicht (1) eine Verbesserung des relativen Vermögens des Medianwählers generell, so daß dieser eine verringerte Steuer auf das Vermögen präferiert, und (2) eine Veränderung der Identität des Medianwählers durch die Emission der Staatsschuldverschreibungen. Eine Zunahme der öffentlichen Verschuldung bedeutet, daß zunehmend Individuen der Kindergeneration eine höhere Steuer auf das Vermögen präferieren. Der neue Medianwähler ist daher ein ärmeres Individuum der Elterngeneration, der seinerseits eine höhere Vermögenssteuer wünscht.

<sup>30</sup> Die Emission von Staatsschuldverschreibungen mündet für die Individuen der Periode 1 in Kopftransfers; die Verwendung von proportionalen Vermögens- beziehungsweise Einkommenssteuern in der Periode 2 führt dahingegen zu einer Verringerung der Ungleichverteilung. Eine gleichmäßigere Vermögensverteilung hat allerdings zwei gegenläufige Effekte auf das politische Gleichgewicht und damit auf den Medianwähler: (1) Eine »gleichmäßigere« Verteilung der öffentlichen Schulden führt zu einer größeren Gruppe von Individuen der Elterngeneration, die von einer geringeren Besteuerung des Vermögens profitieren und (2) folgt eine Reduzierung der Anzahl der Koalitionsmitglieder der Individuen der Kindergeneration, welche eine größere Rückzahlung bevorzugen. (Diese Koalition setzt sich aus den reicheren Individuen zusammen; bei einer gleichmäßigeren Verteilung des Vermögens nimmt deren Anzahl somit ab.) Folglich verringert sich auch das »präferierte« Ausmaß der öffentlichen Verschuldung. Durch die Emission von Staatsschuldverschreibungen tritt somit eine veränderte politische Konstellation ein. Die Koalition der Individuen, welche die öffentliche Verschuldung bevorzugt, setzt sich demnach aus Individuen der beiden Generationen zusammen.



Umverteilung zu entgehen; dies sind die Kinder der reicheren Halter der öffentlichen Schulden. Die Rückzahlung der Staatsschuldverschreibungen ist damit gemeinsames Anliegen einer Koalition von Individuen der Eltern- und Kindergeneration. Diese Koalition dominiert die politische Entscheidung, sofern die öffentlichen Schulden nicht zu groß und eine breite – aber nicht zu extreme – Streuung gegeben ist.

Welchen Vorteil haben nun die Individuen der Elterngeneration durch öffentliche Schulden anstelle von direkten Umverteilungsmaßnahmen [vgl. Tabellini (1991)]? Die von den Individuen der Elterngeneration beschlossene Emission der Staatsschuldverschreibungen ohne Einbeziehung der Individuen der Kindergeneration ermöglicht erst die Umverteilung. Die Individuen der Kindergeneration präferieren ausschließlich die Rückzahlung der öffentlichen Schulden *ex post*, während sie *ex ante* eine Rückzahlung ablehnen würden. *Ex ante* hätten die öffentlichen Schulden nur *intergenerationelle*, aber keine *intragenerationellen* Effekte. Die Emission von Staatsschuldverschreibungen kann aus dieser Sicht folglich Fakten schaffen, die ohne Existenz bindender Abmachungen zukünftige Kollektiventscheidungen verändert.

Das Ausmaß der öffentlichen Schulden hängt nach Tabellini (1991) von den folgenden Parametern ab:

1. Pro-Kopf-Einkommen der Individuen der Kindergeneration; eine Zunahme desselben erlaubt eine höhere *intergenerationelle* Umverteilung und damit eine höhere öffentliche Verschuldung. Das *Altruismus*motiv der Kinder nimmt zu, wohingegen das der Eltern abnimmt, so daß die öffentliche Verschuldung zunimmt.
2. Wachstumsrate der Bevölkerung. Mit dieser Variablen sind keine eindeutigen Effekte auf die öffentliche Verschuldung verbunden, da diese sowohl von der spezifischen Nutzenfunktion der Individuen der Kindergeneration als auch von der anfänglichen Vermögensverteilung abhängen.
3. Anfängliche Vermögensverteilung. Auch hier folgen lediglich mehrdeutige Effekte. Zunächst impliziert eine Konzentration des Vermögens eine kleinere Koalition von Individuen der Elterngeneration, die für eine Rückzahlung der öffentlichen Schulden in der zweiten Periode stimmen. Für einen Grenzfall werden dann überhaupt keine Staatsschuldverschreibungen emittiert. Sollte dahingegen das anfängliche Vermögen zu gleichmäßig verteilt sein, folgt eine zu kleine Gruppe von Individuen der Kindergeneration, die eine Rückzahlung der öffentlichen Schulden befürworten – die *intergenerationellen* Effekte über-

wiegen einfach. Damit ist klar, daß die anfängliche Vermögensverteilung weder zu konzentriert noch zu gleichmäßig verteilt sein darf, damit Staatsschuldverschreibungen als Instrument der Umverteilung Anwendung finden können.

Die öffentlichen Schulden sind somit ein geeignetes *strategisches* Instrument. Sofern Unterschiede – beispielsweise in Form von zeitinkonsistenten Präferenzen – zwischen den Individuen (Generationen) bestehen, lassen sich mit den Staatsschuldverschreibungen Maßnahmen durchsetzen, die ansonsten nicht durchsetzbar wären. Der strategische Einsatz der öffentlichen Schulden macht sich folglich die Erkenntnisse der Ansätze zu der dynamischen Inkonsistenz optimaler Pläne zunutze; nämlich den Unterschieden zwischen ex-post- und ex-ante-Entscheidungen bei gegebenen Fakten.

*d) Politische Unternehmer, offene Volkswirtschaften und  
die internationale Koordination der Fiskalpolitik*

Im wesentlichen lassen sich für eine Betrachtung offener Volkswirtschaften die Ansätze von Alesina und Tabellini (1989) sowie Tabellini (1990) anführen.<sup>31</sup> Diese beziehen sich insbesondere auf Entwicklungsländer. Die Ansätze können im wesentlichen die in den demokratisch verfassten Entwicklungsländern zu beobachtenden wirtschaftlichen und politischen Entwicklungen erklären. Die Ergebnisse sind jedoch nach geringfügiger Modifikation auch auf demokratische Industrienationen übertragbar.

Alesina und Tabellini (1989) erklären die simultane Koexistenz von großen Auslandsschulden, einer gleichzeitigen Kapitalflucht und einer geringen inländischen Kapitalbildung. Ansatzpunkt der Betrachtung ist der »General-Equilibrium«-Ansatz unter Verwendung zweier miteinander konkurrierender Parteien, die sich zufallsbedingt im Regierungsamt abwechseln. Durch die mit Unsicherheiten bezüglich der Fiskalpolitik der zukünftigen Regierungen verbundenen Entscheidungsfindung, ist eine Kapitalflucht und eine geringere inländische Investition nicht ausgeschlossen; hierdurch

---

<sup>31</sup> Siehe für eine Zusammenfassung der Ansätze zur internationalen Politikkoordination in der Tradition von Hamada (1976) insbesondere Persson (1988, S. 527/528). Auch bei dieser Betrachtung unterscheiden sich die ex-post- und die ex-ante-Beschränkungen beziehungsweise Anreizstrukturen. *Ex ante* kann durch die internationale Politikkoordination (diese beruht auf einer Maximierung der gewichteten Summe der staatlichen Zielfunktionen der beteiligten Nationen) eine Internalisierung der bestehenden Externalitäten bewirkt werden. *Ex post* ist die koordinierte Politik lediglich als zweitbeste Lösung für jede Regierung anzusehen; darüber hinaus ergeben sich bei fehlenden bindenden Abmachungen Glaubwürdigkeitsprobleme. Sollten die Regierungen des weiteren jeweils ex post optimale Politiken verfolgen, entstehen Wohlfahrtsverluste im Vergleich zur koordinierten Politik.

folgt eine übermäßige Akkumulation von ausländischen Schulden durch die Regierung. Die politische Instabilität von Entwicklungsländern infolge wechselnder politischer Mehrheiten wirkt sich auf eine übermäßige Akkumulation von Auslandsschulden aufgrund privater Kapitalflucht aus. Die politischen Instabilitäten sind in diesem Ansatz durch die Einkommensverteilung, durch Restriktionen hinsichtlich der Kapitalbewegungen sowie durch die Zahlungsverweigerung in bezug auf die Auslandsschulden motiviert. Im Rahmen des politischen Bereiches werden zwei verschiedene soziale Gruppen unterschieden, die nicht miteinander kooperieren. Zentrale Variable ist das *politische Risiko*, welches durch die Unsicherheit im Zusammenhang mit der konkreten Regierungspartei in der näheren Zukunft bedingt ist. Dieses politische Risiko beeinflusst die gegenwärtigen ökonomischen und politischen Entscheidungen der Individuen und der heutigen Regierung. Hierdurch ergibt sich eine Formalisierung der Beobachtung von Kapitalflucht und exzessiven staatlichen Kreditaufnahmen im Ausland in politisch instabilen Ländern und Zeiträumen.<sup>32</sup> Hinsichtlich des politischen Konfliktes wurden von Alesina und Tabellini (1989) ausschließlich der Interessengegensatz zwischen Kapital- und Humankapitalbesitzern betrachtet. Ausgeschlossen von der Betrachtung sind monetäre Variablen. Die Betrachtungsweise von Alesina und Tabellini (1989) richtet sich vor allem auf die demokratischen Entwicklungsländer. Die politökonomische Analyse der öffentlichen Verschuldung der Industrienationen wird dann eher durch die vorangegangenen Ansätze abgebildet.<sup>33</sup>

Im Rahmen des Ansatzes von Tabellini (1990) steht die internationale Koordination der Fiskalpolitik im Mittelpunkt des Interesses. Die Koordination kann man als Mittel zur Abschwächung von inländischen politischen Verzerrungen ansehen. Damit läßt sich der Frage nachgehen, inwieweit durch internationale Koordination eine Abschwächung der dynamischen Inkonsistenz optimaler Pläne erreichbar ist. Auf der Grundlage der vorherigen Ansätze ist bekannt, daß durch das Fehlen bindender Abmachungen zwischen heutigen und zukünftigen Regierungen eine Tendenz hin

---

<sup>32</sup> Siehe hierzu die empirischen Ergebnisse von Berg und Sachs (1988), welche diese Ansätze bestätigen. Die Wahrscheinlichkeit der »Debt-Rescheduling« ist positiv korreliert mit einem Index der Einkommensungleichheit unter Verwendung eines großen Samples von Entwicklungsländern.

<sup>33</sup> Alesina und Tabellini (1989, S. 216) vertreten die Ansicht, daß die Ergebnisse ihrer Betrachtung auch nach Veränderungen der wesentlichen Annahmen ihre Gültigkeit behalten. Hierzu zählen neben einem unendlichen Zeithorizont vor allem das endogene Arbeitsangebot, die Bereitstellung öffentlicher Güter durch den staatlichen Sektor, die Berücksichtigung weniger extremer Ansichten der beiden miteinander konkurrierenden Parteien, die Unterstellung einer direkten Demokratie sowie die Existenz einer oberen Grenze für die Steuersätze zur Vermeidung der vollständigen Enteignung der besteuerten Individuen.

zu einer Realisierung von überhöhten Budgetdefiziten besteht. (Diese sind ihrerseits als Instrument der Beeinflussung der zukünftigen Regierung zu verstehen.) Durch die Möglichkeit der internationalen Koordination könnte der Budgetdefizitbias erhöht und damit eine Abnahme der Wohlfahrt sowohl im Inland als auch im Ausland induziert werden. Durch die internationale Koordination verringern sich die Kosten der Budgetdefizite und damit wiederum verstärken sich die adversen Effekte der inländischen politischen Verzerrung.

Damit steht dieser Ansatz von Tabellini (1990) im Widerspruch zur wohlfahrtsökonomisch orientierten Literatur der internationalen Politikkoordination, die in dieser Maßnahme ein Instrument zur Erhöhung der Wohlfahrt ansehen. Im Rahmen der wohlfahrtsökonomischen Ansätze existieren allerdings zwei Ausnahmen von der Wohlfahrtsverbesserung: Eine Verschlechterung tritt entweder bei der Verwendung des falschen Modells oder bei mangelnder Glaubwürdigkeit der staatlichen Institutionen ein. Tabellini (1990) unterstellt bei seinem Ansatz, daß der politische Unternehmer das »wahre« Modell der Volkswirtschaft kennt und über hinreichende Glaubwürdigkeit beim inländischen privaten Sektor verfügt. Eine Verzerrung wird durch die Verwendung *eigennützig* handelnder politischer Unternehmer generiert; die politischen Unternehmer sehen sich durch die inländischen politischen Rahmenbedingungen zur Durchführung sozial ineffizienter Maßnahmen gezwungen. Diese Maßnahmen sind durch die zeitliche Begrenzung des Regierungsamtes sowie durch den Wettbewerb um das Regierungsamt motiviert. Das heißt, eine heutige Regierung muß befürchten, daß ein anderer politischer Unternehmer mit anderen Vorstellungen das Regierungsamt übernimmt. In Analogie zu den neueren politökonomischen Ansätzen ist solch eine Situation durch eine höhere öffentliche Verschuldung gekennzeichnet. Die hieraus erwachsenden zukünftigen Verpflichtungen werden von der heutigen Regierung nicht vollkommen diskontiert. Die politische Instabilität, die durch die Gefahr der Abwahl der bestehenden Regierung bedingt ist, impliziert eine Tendenz hin zu einer höheren öffentlichen Verschuldung.

Eine Verstärkung der politischen Verzerrung ist durch eine internationale fiskalische Koordination nicht ausgeschlossen. Ohne Koordination induziert die inländische öffentliche Verschuldung einen suboptimalen Pfad des realen Wechselkurses, der die öffentliche Verschuldung begrenzt. Diese Begrenzung wird durch die internationale fiskalische Koordination aufgehoben. Damit dürfte die Volkswirtschaft unter der internationalen fiskalischen Koordination eine höhere öffentliche Verschuldung aufweisen als ohne diese Koordination, die über außenwirtschaftliche Reaktionen zur Beschränkung der inländischen öffentlichen Verschuldung führt.

### 3. Einsatz politisch motivierter Budgetdefizite in einer Ricardianischen Welt

Aus dem *Ricardianischen* Ansatz in der Interpretation von Barro (1974) ergeben sich strenge Folgerungen für die Wirkungen einer Differentialinzidenz zwischen einer Steuerfinanzierung und einer Finanzierung über den Kapitalmarkt für einen gegebenen Pfad der staatlichen Ausgaben (siehe die Ausführungen im Abschnitt B.III.1.b). Diese Modellwelt liegt dem Umverteilungsmodell von Cukierman und Meltzer (1989) zugrunde. Danach können sich vom Ricardianischen Äquivalenztheorem abweichende Wirkungen der öffentlichen Verschuldung einstellen, sofern heterogene Individuen unterstellt werden (Abschnitt a). Eine andere Modellierung verwendet Minford (1988), der in seinem Ansatz ideologische Parteien berücksichtigt, die durch das wirtschaftspolitische Instrumentarium – abweichend vom Ricardianischen Ansatz – die Zinsen beeinflussen (Abschnitt b).

#### *a) Erbschaftsbeschränkungen und Budgetdefizite als Instrument der Umverteilung*

Der neuklassische Ansatz im Sinne von Barro (1974) sieht den staatlichen Sektor zunächst als Anbieter kollektiver Güter an, die sich durch staatliche (Steuer-) Einnahmen finanzieren lassen. Effekte in Hinblick auf makroökonomische Variablen in dieser Volkswirtschaft sind (im vereinfachten Modell der Ricardianischen Äquivalenz mit »Lump-Sum«-Steuern) nur bei einer Variation der exogenen staatlichen Ausgaben vorhanden und nicht aufgrund der staatlichen Finanzierungsentscheidung [siehe vertiefend Barro (1989a)].

Dem von Cukierman und Meltzer (1989) entwickelten Modell liegen prinzipiell die gleichen Modellannahmen zugrunde wie dem Ansatz von Barro (1974). Ziel ihres Ansatzes ist die Ableitung der Hypothese, daß selbst unter diesen restriktiven Bedingungen keine Äquivalenz zwischen einer steuer- und einer defizitfinanzierten Fiskalpolitik bei gegebenem Umfang der staatlichen Umverteilung existent ist. Die Modellannahmen lassen sich wie folgt zusammenfassen:<sup>34</sup>

---

<sup>34</sup> Die ersten vier Annahmen entsprechen den Barroschen Modellannahmen [vgl. Barro (1974, 1989a)]. Die letzte Annahme des Modelles entspricht der Bedeutung, die Cukierman und Meltzer (1989) der Umverteilung sowie dem politischen Prozeß, der zu dieser Umverteilung führt, zuweisen. Während darüber hinaus Barro (1974, 1989a) von einem repräsentativen Individuum ausgeht, betonen Cukierman und Meltzer (1989) die Einkommensunterschiede zwischen den Individuen und unterstellen daher heterogene Individuen.

1. Ansatz überlappender Generationen [siehe hierzu auch Samuelson (1958), Diamond (1965) sowie insbesondere Barro (1974)];
2. Nichtverzerrende Steuern, d. h. »Lump-Sum«-Steuern;
3. Wirksame intergenerationelle Transfers zwischen den Eltern und den Kindern;
4. Keine Einkommensunsicherheiten;
5. Unterschiede hinsichtlich der Fähigkeiten bei den Individuen. Als Folge dieser unterschiedlichen Fähigkeiten sehen sich die Individuen unterschiedlichen Löhnen ausgesetzt. Des weiteren seien unterschiedliche anfängliche Vermögensbestände für diese Individuen unterstellt.<sup>35</sup>

Die theoretischen Überlegungen des Ricardianischen Ansatzes von Barro (1974) laufen auf eine Neutralität der Finanzierungsstruktur hinaus; konstituierend ist die Existenz intergenerationaler Nutzenfunktionen sowie eines wirksamen Erbschaftsmotives. Trotz der möglichen Existenz eines derartigen Erbschaftsmotives führen Cukierman und Meltzer (1989, S. 713) an, daß sich die Individuen hinsichtlich ihrer Fähigkeiten und damit auch in Hinblick auf das Lohneinkommen voneinander unterscheiden. Hinzu kommen noch Unterschiede in bezug auf die anfängliche Vermögensausstattung. Aus dieser Argumentation heraus existieren Individuen, die keine positiven Erbschaften hinterlassen und stattdessen eher Ressourcen von den zukünftigen Generationen borgen möchten. Da aus institutionellen Gründen Erbschaften mindestens in Höhe von null Geldeinheiten existieren müssen, stehen diese Individuen einer irgendwie induzierten heutigen Einkommenszunahme nicht ablehnend gegenüber. Diese »Bequests-Constrained«-Individuen präferieren damit jede wirtschaftspolitische Maßnahme, die zu einer Zunahme ihres diskontierten eigenen Lebenseinkommens führt und als Ausgleich zukünftige Generationen belastet.

Ob sich allerdings diese Individuen mit ihren Vorstellungen – Einsatz der fiskalpolitischen Instrumente zu einer Reduzierung der heutigen Steuern verbunden mit einer Zunahme der öffentlichen Verschuldung – durchsetzen können, hängt nach Cukierman und Meltzer (1989, S. 714) von den genauen Bedingungen und Festlegungen des damit verbundenen po-

---

<sup>35</sup> Die individuelle Haltung zur zusätzlichen öffentlichen Verschuldung hängt in diesem Modell von drei Einflußgrößen ab: (1) Von der individuellen Position in der Vermögensverteilung, (2) vom eigenen erhaltenen – über den gesamten Zeithorizont konstanten – Lohnsatz und (3) vom erwarteten zukünftigen Lohnsatz für die eigenen nachfolgenden Generationen [vgl. Cukierman und Meltzer (1989, S. 715)]. Unter Verwendung der so ermittelten individuellen Präferenzen wird die Größe der öffentlichen Verschuldung und der korrespondierenden Steuersätze durch eine Mehrheitsabstimmung determiniert.



litischen Prozesses ab. Ausgangspunkt ihrer politökonomischen Betrachtung ist die Verwendung einer einfachen Mehrheitsregel im Rahmen einer direkten Demokratie. Des weiteren sei die Existenz eines entscheidenden Wählers unterstellt, der für die Finanzierungsstruktur den Ausschlag bei der Abstimmung gibt. Je nach der Zuordnung dieses entscheidenden Wählers, stellen sich unterschiedliche Ergebnisse ein. Es lassen sich zwei Fälle unterscheiden [siehe Cukierman und Meltzer (1989, S. 714)]:

1. Sollte es sich bei diesem entscheidenden Wähler um ein erbschaftsbeschränktes Individuum handeln, beschließt die politische Mehrheit eine Umverteilung zwischen den Generationen. Die heutigen Steuersätze werden verringert, die öffentliche Verschuldung nimmt zu und ebenso ist die Zunahme von Sozialversicherungsleistungen möglich.<sup>36</sup> Mit Hilfe des fiskalpolitischen Instrumentariums erhöht sich das – diskontierte – Lebenseinkommen der heute lebenden Individuen, und das Lebenseinkommen der zu diesem Zeitpunkt noch nicht lebenden Individuen verringert sich.
2. Sollte dagegen der entscheidende Wähler nicht zu den erbschaftsbeschränkten Individuen gehören, folgt, daß dieser Wähler bezüglich einer Umverteilung von Steuern und Sozialversicherungsleistungen, die zu keiner Veränderung der diskontierten Werte führt, indifferent ist. Allerdings besteht die Indifferenz dieses Wählers nur, wenn durch die Reallokation keine Effekte auf die Lohnsätze und die Kapitalerträge vorhanden sind. An dieser Stelle verweisen Cukierman und Meltzer (1989) auf die Effekte einer, die diskontierten Werte der Steuern und Budgetdefizite unverändert belassenen, Umverteilung: In diesem Fall nimmt der Konsum der erbschaftsbeschränkten Individuen zu. Die zusätzlichen Ressourcen erhalten sie von den anderen Individuen, die ihrerseits durch eine Umschichtung ihres Portfolios (Staatsschuldverschreibungen gegen Kapital) eine Verdrängung von Kapital induzieren, da zwar hinsichtlich der Portfolioentscheidung beide Aktiva vollkommen substituierbar sind, aber nicht für den Produktionsprozeß. Es ändern sich in diesem Fall durch die Portfolioumschichtung die Kapitalerträge. Folglich sind durch die öffentlichen Schulden Effekte auf die Wirtschaft existent. Cukierman und Meltzer (1989, S. 417) folgern: »[I]ndividuals are not indifferent to such induced general equilibrium effects of a higher debt, even if they are not bequest constrained.« Es existieren allerdings zwei Ausnahmemöglichkeiten, in denen bei einem wirksamen Erbschaftsmotiv, die Individuen hinsichtlich der Höhe

<sup>36</sup> Hinsichtlich der Sozialversicherungsleistungen siehe auch die analoge Anwendung des Ricardianischen Äquivalenztheorems auf die Sozialversicherung bei Barro (1990a, S. 363–365).



der öffentlichen Verschuldung indifferent bleiben [vgl. Cukierman und Meltzer (1989, S. 417)]. Erstens: Sollte die Volkswirtschaft nur aus lauter wohlhabenden Individuen bestehen, dann verdrängt die zusätzliche Verschuldung kein (privates) Kapital. Zweitens: Wenn durch die Veränderung des Kapital-Arbeits-Verhältnisses im relevanten Bereich keine Effekte auf die Faktorserträge wirken, dann verhalten sich die nicht erbschaftsbeschränkten Individuen im Sinne des Modelles von Barro (1974). Eine Einschränkung erfährt diese Aussage jedoch durch den politischen Prozeß. Die Mehrheitsregel führt dazu, daß alle Beschränkungen von den Individuen wegfallen. Voraussetzung ist, daß der Kapitalstock hinreichend groß ist.

Mit dem möglichen »Crowding-Out« von (privatem) Kapital durch die Emission von Staatsschuldverschreibungen sind hingegen Wohlfahrtseffekte für alle Individuen über veränderte Faktoreinkommen verbunden [siehe Cukierman und Meltzer (1989, S. 417)]: Bei einer Zunahme der öffentlichen Verschuldung nimmt ebenfalls der Kapitalertrag zu und damit verbunden ist eine Abnahme der Löhne, falls Arbeit und Kapital in der Produktion komplementär sein sollten. Als Folge werden sich ausschließlich lohneempfangende Individuen durch die öffentliche Verschuldung verschlechtern. Damit dürften aber bei einer Abstimmung über eine zunehmende Verschuldung diese Individuen nur dann für eine zusätzliche öffentliche Verschuldung stimmen, wenn diese Individuen erbschaftsbeschränkt sind und sich über die mit der öffentlichen Verschuldung verbundene Reallokation ein Gewinn einstellt, der über den Verlust der gesunkenen Löhne liegt. Individuen, die in dieser Welt von Cukierman und Meltzer (1989) – bezogen auf die Produktionsfunktion und den Produktionsprozeß – nicht erbschaftsbeschränkt sind, stimmen überhaupt nicht für die zusätzliche öffentliche Verschuldung.

Cukierman und Meltzer (1989, S. 729) fassen die theoretischen Ergebnisse ihrer Analyse zusammen, indem sie anführen, unter welchen Bedingungen bei der Mehrheitsregel die Wahrscheinlichkeit eines größeren Budgetdefizits besteht. Die Wahrscheinlichkeit einer größeren öffentlichen Verschuldung hängt von

1. der Höhe der erwarteten Wachstumsrate der Wirtschaft positiv ab;
2. der Größe des Anteiles von Individuen, die Einkommen unterhalb eines bestimmten Niveaus beziehen – d. h. vom Anteil der Individuen mit einem äußerst geringen Einkommen –, positiv ab;
3. der Größe des Anteiles von Individuen, deren Haupteinkommensquelle das Lohneinkommen bildet, negativ ab;

4. der Streuung der Einkommens- beziehungsweise Vermögensverteilung positiv ab;
5. der Reagibilität der Kapitalerträge in Abhängigkeit vom Kapital-Arbeits-Verhältnis positiv ab;
6. der Reagibilität des Lohnniveaus von einer Veränderung des Kapital-Arbeits-Verhältnisses negativ ab;
7. der erwarteten Lebenszeit positiv ab.

Ansatzpunkt der Betrachtung von Cukierman und Meltzer (1989) ist – unter Verwendung einer Ricardianischen Welt mit nichtverzerrenden Steuern sowie einem wirksamen Erbschaftsmotiv – die Ableitung einer Nicht-äquivalenz zwischen Steuern und öffentlicher Verschuldung. Die genaue Wahl der Finanzierungsstruktur spielt eine Rolle und impliziert in dieser Welt reale Effekte. Kernpunkt in dieser Welt ist ein Abstimmungsprozeß, bei dem die Individuen die Wahl zwischen einer Finanzierung der staatlichen Ausgaben durch Steuern – in Form von »Lump-Sum«-Steuern – oder durch öffentliche Verschuldung haben. Eine Veränderung des bestehenden Steuersystems steht nicht zur Disposition, da damit nach Cukierman und Meltzer (1989) keine Vergleichsmöglichkeit in Hinblick auf die Ricardianische Äquivalenz von Barro (1989a, 1974) gegeben ist. Der entscheidende Unterschied besteht in der Aufnahme von Einkommensunterschieden zwischen den heterogenen Individuen – aufgrund unterschiedlicher Fähigkeiten – und einer politökonomischen Betrachtungsebene. Inwieweit allerdings in der Referenzsituation mit »Lump-Sum«-Steuern Umverteilung betrieben werden kann, bleibt meines Erachtens offen. Mit anderen Worten, eine Umverteilung ist gar nicht in der Referenzsituation möglich, so daß letztendlich die Wirkungen der öffentlichen Verschuldung alleine aufgrund einer versteckten Variation der staatlichen Ausgaben bestehen [siehe hierzu vertiefend die Ausführungen von Inman (1987, S. 652, Fußnote 9)].

*b) Ideologische Parteien und ideologisch  
motivierte Budgetdefizite*

Ausgangspunkt der Betrachtung von Minford (1988) ist ein ideologisches Zwei-Parteien-Modell mit einer »linken« und einer »rechten« (konservativen) Partei. Die Zielfunktionen der Parteien sind durch eine nach der Wahl verfolgten ideologisch orientierten Politik charakterisiert, welche relativ die eigenen (Stamm-) Wähler begünstigt. Hinsichtlich der wirtschaftlichen Vorstellungen der beiden Parteien setzt die »linke« Partei eine stärker inflationär wirkende Politik als die »rechte« Partei um. Es sei angenom-

men, daß die Stammwähler der »rechten« Partei im überdurchschnittlichen Maße Halter von Finanzaktiva sind, deren Wert sich durch eine *unerwartete* Inflation entwertet, während die Stammwähler der »linken« Partei eher Humankapital halten [vgl. Minford und Peel (1982)]. Zur Absicherung einer unerwarteten Entwertung der entsprechenden Finanzaktiva – zur Vereinfachung ausschließlich Staatsschuldverschreibungen – existiert eine Risikoprämie: Die staatlichen Wertpapiere müssen mit einem höheren Zinssatz emittiert werden als andere Aktiva; die zu entrichtende Risikoprämie hängt positiv vom Anteil der Staatsschuldverschreibungen am Portfolio des privaten Sektors ab und damit auch positiv von der Größe des durch Staatsschuldverschreibungen finanzierten Budgetdefizites. Damit gehören die Staatsschuldverschreibungen in diesem Ansatz zum Vermögensbestand. Es besteht eine positive Korrelation zwischen der Risikoprämie und der Größe des Budgetdefizites. Als weitere Einschränkung wird die öffentliche Verschuldung als »Money-Denominated« verstanden und nicht mittels indexierter Wertpapiere (»Indexed-Bonds«) finanziert.<sup>37</sup>

Die Verwendung zweier Parteien wird von Minford (1988) durch die Zeitinkonsistenz optimaler Pläne beziehungsweise Zeitinkonsistenz der Regierungspräferenzen und durch die Glaubwürdigkeitsproblematik motiviert: Danach führt eine Veränderung der Politiken zu einem suboptimalen Ergebnis für die Volkswirtschaft [vgl. Kydland und Prescott (1977)]. Diese Politikveränderung und die damit verbundene Zeitinkonsistenz ist durch einen Wechsel der regierenden Partei begründet. Hinsichtlich der Wähler wird eine Modellierung in Analogie zu Minford und Peel (1982) vorgenommen. Es existieren drei Arten von Wählern: Rechte, linke und unabhängige (Wechsel-) Wähler. Bei der Wahl determinieren die Wechselwähler das Wahlergebnis und damit die Regierungspartei. Die Wechselwähler halten alle drei Arten von Aktiva; in der Volkswirtschaft stehen Geld, Humankapital und Staatsschuldverschreibungen zur Verfügung. Der von den Individuen gehaltene Bestand an nicht verzinslichem Geld sei vernachlässigbar gering; überwiegend werde Geld in Form von verzinslichen Termin- und Spareinlagen bei den Banken gehalten. Die Parteien müssen ihre Vorstellungen für zwei Wahlperioden präsentieren. Die Mindestamtszeit einer

---

<sup>37</sup> Minford (1988) begründet diese Annahme dahingehend, daß, falls die gesamte öffentliche Verschuldung indexiert sei, durch eine unerwartete Geldpolitik keine Entwertung der Staatsschuldverschreibungen möglich ist. Die Staatsschuldverschreibungen sind in dieser Situation über einen Index an das allgemeine Preisniveau gebunden. Folglich wird bei einer Inflation auch die nominale Schuld im entsprechenden Ausmaß zunehmen, so daß die Regierung nichts durch diese Politik gewinnt. Weiterhin stellt sich auch keine Wirkung ein, falls eine nicht-indexierte Verschuldung besteht und konstitutionell die Möglichkeiten der Regierung zur Durchführung einer solchen Entwertungspolitik stark eingeschränkt sein sollte. Als Beispiele werden insbesondere die Schweiz und die Bundesrepublik Deutschland genannt.

Partei beträgt zwei Perioden und die Parteien sind nach Minford (1988) verpflichtet, eine zeitkonsistente Politik über diesen Zeitraum zu betreiben. Die von den Parteien als Regierung realisierte Politik soll den Nutzen der eigenen Wähler (rechte beziehungsweise linke Wähler) als auch den der Wechselwähler maximieren; hierbei findet ein gewichteter Durchschnitt über die eigenen Wähler und die Wechselwähler Anwendung. Die Präferenzen der Wechselwähler sind als Durchschnitt der Präferenzen der rechten und der linken Wähler modelliert; daher muß jede Partei den gewichteten Durchschnitt des erwarteten Nutzens der eigenen und der Wähler der anderen Partei sowie der Wechselwähler optimieren.

Hinsichtlich der wirtschaftspolitischen Instrumente hat jede Partei festzulegen:

- Ihre Vorstellungen im Rahmen der Fiskalpolitik durch Festlegung des Budgetdefizites  $\Delta B_t$  für die Wahlperiode  $t$ .
- Ein monetäres Ziel  $\eta$ , welches sich als Wachstumsrate des Geldangebotes für jede Periode bei Abwesenheit eines realen Schocks interpretieren läßt.
- Einen »Response-to-Shocks«-Parameter  $\chi$ , durch den sich die Wachstumsrate des Geldangebotes verändert und hierdurch eine Variation der Inflationsrate impliziert. Dieser Parameter induziert eine ausgleichende Inflationsteuer oder -subvention, die je nach der Art des Schocks  $\psi$  entweder die kapital- oder die humankapitalhaltenden Individuen belastet.

Für die übernächste Wahlperiode sei mit einer Wahrscheinlichkeit von  $\theta$  die rechte Partei an der Regierung und somit mit einer Wahrscheinlichkeit von  $(1-\theta)$  die linke Partei. Die zu diesem Zeitpunkt bestehende Situation – wer die Regierung stellt –, sei aufgrund der herrschenden Unsicherheit für die jetzige Entscheidung in Hinblick auf die von den Parteien zu wählenden Politiken bedeutungslos oder fest vorgegeben. Das heißt, die Parteien nehmen keine strategischen Entscheidungen vor und die zu diesem späteren Zeitpunkt möglicherweise bestehenden Verhältnisse sind für heutige Entscheidungen zu vernachlässigen. Ziel der weiteren Betrachtung ist die Maximierung der Nutzenfunktion jeder der beiden Parteien hinsichtlich der drei Faktoren  $\Delta B_t$ ,  $\eta$  und  $\chi$  zusammen mit der Nebenbedingung eines Wahlsieges.

Zur Bildung testbarer Hypothesen muß Minford (1988) jedoch von einer stringenten Annahme ausgehen: Die Parteien haben letztendlich nur das Wohl ihrer »Stammwähler« im Sinn. Das heißt, die Programme der Parteien werden in diesem Modell nicht durch den *Medianwähler* bestimmt.

Als Konsequenz dieser stringenten Annahme folgen für die Parteien und deren durchzuführendes Parteiprogramm:

1. Die rechte Partei wird eine Politik der Verstetigung betreiben. Des weiteren tilgt sie die öffentliche Verschuldung und verfolgt in bezug auf das monetäre Ziel eine anti-inflationäre Politik.
2. Die linke Partei betreibt eine kurzfristige antizyklische Politik. Ein negativer »Response-to-Shock«-Parameter, ein relativ großes Budgetdefizit und eine starke expansive Geldpolitik sind die Folge. Im Vergleich zur rechten Partei betreibt daher die linke Partei eine expansive Geld- und Fiskalpolitik und sie dämpft hierdurch die realen Schocks durch eine entsprechende Weiterleitung an die kapitalhaltenden Individuen.

In der Tat verbirgt sich hinter diesem Ergebnis die bekannte Vorstellung in Hinsicht auf die »linke« Partei, wonach eine auf Feinsteuerung der Volkswirtschaft ausgelegte Geldpolitik die Varianz der Inflationsrate erhöht. Diese Politik ist für konservative Politiker nicht akzeptabel, da hiermit eine Entwertung der ausstehenden Staatsschuldverschreibungen verbunden ist. Eine Feinsteuerung der Volkswirtschaft ist für die Anhänger der linken Partei dagegen nur von Vorteil. Ähnliche Argumentationen lassen sich für die beiden anderen Instrumente anführen: Danach folgt aus einer Zunahme der öffentlichen Verschuldung nach der Wahl eine Erhöhung der Unsicherheit für die Wähler der konservativen Partei, da diese möglicherweise durch eine überraschende inflationäre Politik einer Entwertung ihrer Finanzaktiva ausgesetzt sein könnten, während für die Anhänger der Arbeiterpartei mit Budgetdefiziten eine Zunahme der Wohlfahrt einhergeht. Durch das letzte Instrument – Wahl des Geldmengenzieles – wird wiederum unter bestimmten Bedingungen eine inflationäre Geldpolitik mit negativen Konsequenzen und Auswirkungen für die kapitalhaltenden Individuen induziert.

Die Erkenntnisse dieses Ansatzes von Minford (1988) laufen darauf hinaus, daß sich die nach der Wahl zu realisierenden Politiken der beiden Parteien deutlich voneinander unterscheiden und die linke Partei eher Budgetdefizite zur Finanzierung der staatlichen Ausgaben verwendet. Die Existenz öffentlicher Schulden läßt sich demnach in diesem ideologisch orientierten Modellrahmen nur durch die linke Partei erklären, während die konservative Partei – extremer als die Klassiker – die öffentliche Verschuldung gänzlich ablehnt. Hinsichtlich einer empirischen Modellierung nimmt somit bei Regierungsübernahme durch eine linke Partei die öffentliche Verschuldung zu. Zusätzlich steigt die Risikoprämie für Staatsschuldverschreibungen an, die durch die Gefahr einer inflationären Entwertung des Bestandes an Staatsschuldverschreibungen durch die linke Partei bedingt ist. Im Ge-

gensatz hierzu läßt sich mit dem Beginn der Amtszeit einer konservativen Partei eine Reduzierung der öffentlichen Verschuldung – verbunden mit einer Reduzierung der Risikoprämie und der Zinssätze – folgern. Generell formalisiert dieser Ansatz von Minford (1988) eine Antizipation der parteipolitisch motivierten Entwertung des Bestandes der öffentlichen Schulden durch die Marktteilnehmer.

#### 4. Interessengruppen und die repräsentative Demokratie

Eine Erweiterung der ökonomischen Analyse der öffentlichen Verschuldung resultiert aus der Berücksichtigung von Interessengruppen sowie aus Koalitionsregierungen.<sup>38</sup> Abschnitt a) stellt den »Interest-Function«-Ansatz von van Velthoven und van Winden (1990) dar, der die Auswirkungen der Altersstruktur auf die öffentliche Verschuldung analysiert. Abschnitt b) behandelt den Ansatz von Roubini und Sachs (1989a, 1989b), der die fiskalischen Konsequenzen von Koalitionsregierungen analysiert. Daneben werden die Konsequenzen der Machtverteilung auf verschiedene gleichberechtigte Institutionen behandelt.

##### *a) Der Einfluß von Interessengruppen auf die öffentliche Verschuldung*

Van Velthoven und van Winden (1990) fundieren ihre ökonomische Betrachtung der öffentlichen Verschuldung durch das formale »Interest-Function«-Modell des staatlichen Verhaltens von van Velthoven und van Winden (1985, 1986). Durch diesen Ansatz lassen sich unterschiedliche heterogene Individuen berücksichtigen, die sich hinsichtlich des Besitzes von Human- und Nicht-Human-Kapital voneinander unterscheiden und hierdurch unterschiedliche Interessen vertreten. Nach diesem Ansatz bilden sich soziale Klassen aus ihrer Stellung im Produktionsprozeß. Durch diesen »Interest-Function«-Ansatz artikuliert sich die Auffassung, daß nur die sozialen Klassen in der Lage sind, politischen Druck auf den staatlichen Sektor auszuüben. Van Velthoven und van Winden (1990) machen für die Berücksichtigung der Präferenzen der sozialen Klassen außerhalb des staatlichen Sektors die Mobilität der Individuen, die multiplen Positionen der Individuen, den politischen Druck der sozialen Klassen sowie technologische Restriktionen verantwortlich.

---

<sup>38</sup> Hinsichtlich der Wirkung von Interessengruppen auf die Budgetdefizite sei für eine vertiefende Betrachtung auf die Ansätze von Alesina (1988c), Aranson (1983), Buchanan und Roback (1987) sowie Wiseman (1986) verwiesen.



Hinsichtlich der sozialen Gruppen unterscheiden van Velthoven und van Winden (1990, S. 132) zwischen (1) den politischen Unternehmern (inklusive der Bürokraten) mit Einkommen aus Steuern, (2) den Arbeitern mit Lohneinkommen, (3) den Kapitalisten mit Gewinneinkommen sowie (4) den Arbeitslosen mit Transfereinkommen. Jeder dieser sozialen Klassen sieht sich einer Budgetbeschränkung gegenüber; der staatliche Sektor agiert unter Beachtung der staatlichen Budgetbeschränkung. Der staatliche Sektor basiert seine wirtschaftspolitischen Maßnahmen auf eine Nutzen- beziehungsweise »Interest«-Funktion, in welche die hinsichtlich des politischen Einflusses gewichteten Nutzenfunktionen der vier sozialen Klassen eingehen. Nutzen stiften in diesem Ansatz – neben dem privaten Güterbündel – Kollektivgüter. Zur Festlegung der wirtschaftspolitischen Maßnahmen werden im intertemporalen Optimierungsmodell bezüglich der Konsumentenentscheidungen neben dem Zeithorizont der sozialen Klassen, dem konstanten und gegebenen Realzinssatz, die jeweiligen Zeitpräferenzraten sowie die Präferenzen hinsichtlich des privaten Güterbündels und der Kollektivgüter berücksichtigt. Die entsprechenden individuellen Werte der Klassenmitglieder werden zu Durchschnittswerten für die jeweilige soziale Klasse zusammengefaßt. Zwischen den sozialen Klassen existieren in Hinblick auf die genannten Präferenzwerte und den Planungshorizont Unterschiede, wobei der staatliche Sektor keinen kleineren Zeithorizont besitzt als die sozialen Klassen. Der staatliche Sektor ist als unendlich lange agierende politische Institution anzusehen.

Unter Verwendung der Verhaltensgleichungen des Modelles sowie der intertemporalen Budgetbeschränkung ist dieser Ansatz charakterisiert durch einen für alle sozialen Klassen identischen Steuersatz auf das exogen gegebene Einkommen der Individuen; die genannten Elemente des Modelles determinieren sowohl das Niveau der staatlichen Ausgaben als auch die Größe der öffentlichen Verschuldung. Das Budgetdefizit hängt nach van Velthoven und van Winden (1990) von den nachstehenden Parametern ab:

1. Positiv von der Differenz zwischen dem Zeithorizont des staatlichen Sektors und dem Zeithorizont der sozialen Klassen. Sollte dieser kleiner als der staatliche Zeithorizont ausfallen, werden zwar die über diesen individuellen Zeithorizont hinausgehenden zukünftigen Steuereinnahmen implizit berücksichtigt, aber nicht die Belastungen, die mit einer heutigen zusätzlichen Verschuldung verbunden sind [siehe auch die Überlegungen von Buchanan und Wagner (1977, S. 134–142)].
2. Positiv von der erwarteten Wachstumsrate der Volkswirtschaft. Eine Zunahme dieser Wachstumsrate geht mit einer Erweiterung der Besteuerungsbasis einher, die wiederum auf der Basis der intertemporalen



Budgetbeschränkung eine höhere anfängliche öffentliche Verschuldung erlaubt.

3. Positiv von der Länge des Zeithorizontes des staatlichen Sektors und der sozialen Klassen.
4. Positiv von einer Zunahme der gesamtwirtschaftlichen Zeitpräferenzrate.<sup>39</sup> Eine Veränderung dieser Variablen kann bei unterschiedlichen Zeitpräferenzraten der sozialen Gruppen entweder durch eine Veränderung des politischen Einflusses aufgrund der Veränderung der Klassenstärke oder aus einer Zunahme des Alters der Individuen in der Volkswirtschaft folgen.
5. Negativ vom Zinssatz bei einer hinreichend kleinen Gesamtverschuldung des staatlichen Sektors. Mit einer Variation des Zinssatzes sind prinzipiell zwei gegenläufige Effekte verbunden. Zum einen nimmt der Marktwert des Bestandes der öffentlichen Schulden bei einer Zinssatzerhöhung ab, und zum anderen impliziert die Zinsvariation eine Verringerung des diskontierten Wertes der zukünftigen Einkommenströme, die ihrerseits eine Reduzierung der diskontierten Steuereinnahmen bedeutet. Der Marktwertverringereffekt muß den zweiten Effekt übersteigen, damit eine Reduzierung der Budgetdefizite eintritt. (Einsparungen aus verringerten Zinsverpflichtungen sollten die verringerten Steuereinnahmen übersteigen.)

Die zu beobachtende Zunahme der öffentlichen Verschuldung seit Beginn der 60er Jahre wird zum einen von van Velthoven und van Winden (1990) durch das starke Wachstum in den westlichen Industrienationen erklärt. Zum anderen läßt sich die demographische Entwicklung heranziehen; danach ist die Zunahme der öffentlichen Verschuldung durch eine Zunahme der gesamtwirtschaftlichen Zeitpräferenzrate zu erklären, die sich auf eine Reduzierung der Anzahl der Selbständigen und somit auf eine Abnahme ihres politischen Einflusses zurückführen läßt. Im Unterschied zu den anderen behandelten Modellen haben Wahlen bei diesem Ansatz von van Velthoven und van Winden (1990) keinen Einfluß auf die Budgetdefizite. Diesem Ansatz kann dementsprechend lediglich ein geringer Erklärungsbeitrag für kurzfristige Variationen der öffentlichen Verschuldung auf der Basis politökonomischer Variablen zukommen, da demographische Veränderungen langfristiger Natur sind. Allerdings verdeutlicht der Modellansatz von van Velthoven und van Winden (1990) in säkularer Sicht, die Aus-

---

<sup>39</sup> Nach van Velthoven und van Winden (1990, S. 142/143) fällt die Zeitpräferenzrate bei den »Kapitalisten« am größten und bei den Arbeitslosen am geringsten aus, während diejenige der beiden anderen sozialen Gruppen jeweils zwischen den beiden Extremwerten liegt.

wirkungen der demographischen Entwicklung: Eine Zunahme des Anteiles älterer Stimmbürger führt zu einer Zunahme der öffentlichen Schulden, da der Lebenshorizont dieser Individuen geringer ist im Vergleich zum Durchschnittsindividuum. Werden intergenerationelle Beziehungen im Sinne von Barro (1974) zwischen den Generationen ausgeschlossen, dann profitieren die älteren Stimmbürger von einer Defizitfinanzierung, da die Lasten auf die zukünftigen Generationen verschoben werden.

*b) Budgetdefizite als Instrument zur Erhaltung  
des status quo und Koalitionsregierungen*

Der Ansatz von Roubini und Sachs (1989a) betont bei der politökonomischen Festlegung der öffentlichen Verschuldung die Relevanz von institutionellen Regelungen. Bezugspunkte ihrer Analyse sind die Arbeiten von Alesina, Persson, Svensson und Tabellini, die bereits im Abschnitt D.II.2 behandelt wurden. Damit kommt dem politischen Konflikt bei der Realisierung von Budgetdefiziten besondere Bedeutung zu. Die Budgetpolitik ist im erheblichen Ausmaß vom politischen Konflikt aufgrund von politischen Instabilitäten und Machterhaltungsbestrebungen bestimmt.

Damit sind die politischen Institutionen und konstitutionellen Rahmenbedingungen eine wichtige Variable für die Erklärung der Budgetdefizite. Der staatliche Sektor ist kein monolithisches Gebilde, sondern besteht aus einer Reihe von einzelnen Institutionen und damit politischen Unternehmern. Insbesondere dürfte bei einer breiten Streuung der politischen Gewalt die Wahrscheinlichkeit einer intertemporal ineffizienten staatlichen Budgetpolitik zunehmen und hiermit ein größeres Budgetdefizit verbunden sein.<sup>40</sup>

Eine weitere Rolle bei der politischen Bestimmung der Budgetdefizite spielt nach Alesina und Tabellini (1990) der Zeithorizont der Regierung. Bei einer zufälligen Abfolge der politischen Parteien im Regierungsamt im Rahmen des Wahlprozesses ist zu erwarten, daß die amtierende Regierung eine Budgetpolitik verfolgt, die ein hohes Budgetdefizit für die Nachfolgeregierung – die durch den politischen Gegner gestellt wird, der eine unterschiedliche Auffassung in Hinblick auf die Ausgabenpolitik hat – hinterläßt. Diese Politik findet ihre Begründung in der damit verbundenen Beschränkung der nachfolgenden Regierung, die damit zu Maßnahmen ge-

---

<sup>40</sup> Diese Verteilung der staatlichen Gewalt kann in einer Vielzahl von staatlichen Institutionen bestehen oder auf eine Beteiligung von mehreren politischen Parteien in einer Koalitionsregierung zurückgeführt werden sowie durch einen stetigen Wechsel der jeweiligen Regierungspartei begründet sein [siehe Roubini und Sachs (1989a, S. 905)].

zwungen wird, die eher den Präferenzen der heutigen Regierung entspricht. Das heißt, die Nachfolgeregierung kann die von ihr präferierten Ausgabenvorstellungen nicht mehr in vollem Umfange realisieren.

Diese Aussage gilt nur, sofern die sich hieraus ergebenden Beschränkungen als einschneidend angesehen werden und die nachfolgende Regierung zu einer Änderung ihrer präferierten Politik zwingt. Es ist zu erwarten, daß je öfter Regierungen wechseln, desto bedeutender dieser »Deficit-Bias«-Effekt ist. Hieraus leitet sich der signifikante Effekt der durchschnittlichen Regierungsdauer auf die Budgetdefizite eines Landes bei wechselnder Regierungspartei ab. Das überdurchschnittliche Budgetdefizit ist Folge der kurzen Amtsdauer (und damit des kurzen Planungshorizontes) der jeweiligen Regierungspartei. Von weiterer Bedeutung dürfte in diesem Zusammenhang die Ungewißheit hinsichtlich des Wahlerfolges sein. Keine der miteinander konkurrierenden Parteien kann sich sicher sein, die nächste Wahl zu gewinnen – auch die Regierungspartei nicht.<sup>41</sup> Diese Unsicherheit dürfte die Regierung zur Realisierung von Budgetdefiziten veranlassen, die vorsorglich den zukünftigen Handlungsspielraum beschränkt. Ein ähnlicher Effekt auf die Höhe der Budgetdefizite resultiert nach Roubini und Sachs (1989a) bei einer Mehrparteienregierung. Ansatzpunkt ist hier die Unfähigkeit zur Durchsetzung von Vereinbarungen innerhalb der Regierung, d. h. zwischen den Regierungsparteien. Insbesondere dürfte bei einer kurzen Regierungsdauer die Schwierigkeit zur Erlangung kooperativer Handlungen und Abmachungen zwischen den Koalitionsparteien ansteigen.

Neben diesem negativen Zusammenhang zwischen dem übermäßigen Wachstum der Budgetdefizite und einem politischen Mehrparteiensystem, ist eine asymmetrische Reaktion zwischen politischen Strukturen und den Budgetdefiziten anzuführen. Hinsichtlich der Budgetpolitik sind zwischen Mehrparteien-Regierungen und einer Mehrheitsregierung insbesondere in den 60er Jahren keine signifikanten Unterschiede vorhanden. Mehrparteien-Regierungen scheinen hingegen vor allem bei »Highly-Adverse-Macroeconomic-Shocks« eine Erhöhung der relativen öffentlichen Verschuldung zu präferieren.

---

<sup>41</sup> In Hinblick auf diesen letzten Punkt sei angemerkt: Die Regierungspartei dürfte aufgrund ihres temporären Monopoles in der Lage sein, die für die Wähler ökonomisch relevanten makroökonomischen Variablen – beispielsweise die Arbeitslosenquote und die Inflationsrate – mit Hilfe der wirtschaftspolitischen Instrumente zu verändern (Unterstellung eines politischen Konjunkturzyklusses). Allerdings hängt diese Fähigkeit im entscheidenden Maße von der Erwartungsbildung der Wähler ab: Sollten die Wähler der rationalen Erwartungsbildungshypothese folgen, kann eine auf Stimmenattrahierung angelegte Wirtschaftspolitik nichts zur Verbesserung des Wahlerfolges der Regierungspartei beitragen, da den Wählern die temporäre Eigenschaft der hiermit verbundenen Politikmaßnahmen bekannt ist. Anders sieht es dahingegen bei den ursprünglichen Modellen der politischen Konjunkturzyklen aus [siehe beispielsweise Nordhaus (1975)].

Nach Roubini und Sachs (1989a, S. 924/925) sind für diese empirischen Beobachtungen die folgenden Umstände verantwortlich:<sup>42</sup>

1. Aufgrund unterschiedlicher Interessen der individuellen Koalitionspartner in der Mehrparteienregierung haben diese Parteien auch unterschiedliche Zielfunktionen und Ansichten bezüglich der Budgetpolitik. Dies bedeutet die Existenz eines *Gefangenendilemmas* bei notwendigen Ausgabenkürzungen. Zwar sind alle Koalitionsparteien der Ansicht, daß eine Kürzung des Budgets notwendig ist, sie können sich aber nicht auf die zu kürzenden Posten einigen, da jede der Koalitionsparteien eher *die* Budgetposten der anderen Koalitionsparteien als seine eigenen gekürzt sehen möchte. Fehlt eine genaue Regelung zur Erreichung der kooperativen Lösung – die als kollektiv rational anzusehen ist –, wird sich ein nicht-kooperatives Ergebnis einstellen. Das Budget wird nicht reduziert und zusätzliche Staatsschuldverschreibungen müssen emittiert werden.
2. Des weiteren haben oftmals einzelne Koalitionsparteien genügend Macht, um eine Veränderung des *status quo* zu verhindern, ohne jedoch jemals die Macht zu besitzen, einen positiven Beitrag zur Veränderung beizutragen. Die einzelne Koalitionspartei besitzt ein Veto und kann so eine Veränderung verhindern.<sup>43</sup> Insbesondere kleine Parteien haben in dieser Beziehung oft hinreichende Macht. Diese erfolgt unter Umständen bereits alleine aus der Möglichkeit durch einen Austritt aus der Regierungsverantwortung, die anderen Koalitionsparteien zu schwächen. Diese restlichen Koalitionsparteien sind dann als Minderheitsregierung nicht mehr in der Lage, alle ihre Vorhaben zu realisieren.
3. Oftmals ist der Erzwingungsmechanismus zur Erreichung der kooperativen Lösung – hier: Budgetkürzung und damit Reduzierung des relativen Budgetdefizites – zwischen den Koalitionsparteien äußerst gering, d. h. es liegt die Unfähigkeit zur Durchsetzung bindender Ab-

---

<sup>42</sup> Mueller (1989, S. 224) attestiert der repräsentativen Demokratie Schwierigkeiten sowohl hinsichtlich der Bildung als auch in bezug auf die Aufrechterhaltung von Regierungskoalitionen. Bereits Schumpeter (1950, S. 272/273) hat auf die Instabilität von Regierungen in repräsentativen Regierungen hingewiesen. Siehe auch die empirischen Ansätze von Taylor und Herman (1971) sowie Schofield (1987) zur Bestimmung der Regierungsinstabilität.

<sup>43</sup> Kleine Parteien besitzen somit besonders große Shapley-Werte. [Siehe für eine Beschreibung dieses Lösungskonzeptes für Koalitionsspiele Holler und Illing (1991, S. 299/300).] Danach läßt sich der Shapley-Wert als Machindex interpretieren, der die relative Stärke einer Partei in einer Koalition angibt und durch Unterschiede der Koalitionsauszahlungen bei Anwesenheit beziehungsweise Abwesenheit der entsprechenden Gruppe determiniert ist. Insbesondere ist der Shapley-Wert monoton in der Größe, aber nicht monoton in Veränderungen der Stimmengewichte.

machungen vor. So ergeben sich aufgrund des Stimmentausches zwischen Koalitionsparteien Schwierigkeiten hinsichtlich der Überwachung des Abstimmungsverhaltens der einzelnen Abgeordneten sowie bei der »Erzwingung« eines bestimmten Stimmverhaltens. Auch hängt das Zustandekommen der kooperativen Lösung im erheblichen Ausmaß von der Häufigkeit und damit der Wiederholung des Entscheidungsprozesses ab [vgl. Axelrod (1984)]. Wird durch einen häufigen Wechsel einer Regierung der Zeithorizont der einzelnen Koalitionsparteien hinsichtlich des wiederholten Spieles – Interaktionen mit den anderen Koalitionspartnern – verringert, nehmen die Anreize für ein individuelles kooperatives Verhalten der Koalitionsparteien ab.

Die drei genannten Gründe für eine Verhinderung der Budgetkürzung werden noch verschärft, wenn sich die Volkswirtschaft adversen Schocks ausgesetzt sieht. In dieser Situation, die eigentlich eine Kürzung des Budgets erfordert, ist erst recht mit einer Fortführung von überdurchschnittlichen relativen Budgetdefiziten zu rechnen. Eine Erklärung für diesen Sachverhalt basiert auf den individuellen Zielfunktionen der Koalitionsparteien: Jede dieser Parteien wird eine Kürzung *ihrer* Ausgaben nicht befürworten, sondern ablehnen und vielmehr für eine Kürzung anderer Ausgaben stimmen. Es liegt wiederum ein Gefangenendilemma vor: Eine Verringerung des Budget und des Budgetdefizites stellt für die Koalitionsparteien ein kollektives Gut – mit entsprechenden hohen positiven Externalitäten – dar. Jeder wird einer Kürzung des Budgets zustimmen, solange die Kürzungen nicht die eigenen Ausgabenposten betreffen.

Hinsichtlich der Einflußgrößen für Budgetdefizite in repräsentativen Demokratien führen Roubini und Sachs (1989a) an: Die Größe und die Dauer (Beständigkeit) staatlicher Budgetdefizite ist positiv korreliert mit der Anzahl der an einer Regierung beteiligten Parteien. Einen weiteren Einfluß auf die Größe der Budgetdefizite weist die Dauer der Regierungszeit auf, d. h. Länder, in denen Regierungen mit einer relativ kurzen Amtsdauer zu beobachten sind, haben in der Regel auch besonders hohe durchschnittliche Budgetdefizite.

Eine andere Variante der Implikationen der Machtverteilung auf verschiedene Institutionen stammt von Neil Wallace [siehe ausführlich Sargent (1986, S. 9/10)]. Danach bestehen zwischen dem Präsidenten (»Taxing-Authority«), dem Kongreß (»Spending-Authority«) sowie der Zentralbank (»Monetary-Authority«) Interessengegensätze. Die Reagan-Administration war (in ihrer anfänglichen Amtsperiode) primär an einer Senkung der staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter interessiert, verfügte aber nicht über eine direkte Kontrolle in bezug auf diese Variable. Folglich soll durch die Senkung der staatlichen Einnahmen der Kongreß zur

Reduzierung der staatlichen Ausgaben gezwungen werden, wobei unterstellt werden muß, daß die Zentralbank eine Geldpolitik im Sinne von Friedman (1960) betreibt, so daß lediglich geringer (bis kein) Spielraum für Einnahmen aus »Seigniorage« erlaubt sind. Sollte der Präsident in der Lage sein, seine Steuerpolitik aufrechtzuerhalten, muß zwangsläufig nach einiger Zeit der Kongreß die staatlichen Ausgaben reduzieren, damit die intertemporale Budgetbeschränkung eingehalten werden kann. Sofern keine Anpassung der staatlichen Ausgaben durch den Kongreß erfolgt und gleichzeitig die Steuersätze unverändert bleiben, müssen Staatsschuldverschreibungen emittiert werden, um der Budgetbeschränkung zu genügen. Langfristig sind zur Einhaltung der intertemporalen Budgetbeschränkung allerdings fiskalische Anpassungsmaßnahmen erforderlich.

## 5. Institutionelle Regeln und der Handlungsspielraum der politischen Unternehmer

Die Überlegungen des ökonomischen Verhaltensmodelles artikulieren sich in der Vorstellung, daß das Verhalten der politischen Unternehmer durch ihre Präferenzen und vor allem durch veränderbare Restriktionen erklärt werden kann. Die bisherigen Abschnitte haben sich vor allem mit den Präferenzen der politischen Unternehmer beschäftigt; aber auch die Beschränkungen – beispielsweise in Form der regelmäßig stattfindenden Wahlen – waren Gegenstand der Betrachtung. Eine wichtige Ausprägung einer Restriktion stellen institutionelle und konstitutionelle Regeln dar. Abschnitt a) beschäftigt sich allgemein mit den Implikationen von Verfassungsregeln auf das Verhalten der politischen Unternehmer. Gegenstand von Abschnitt b) ist die Darstellung von Regeln in Bezug auf die öffentliche Kreditaufnahme. Abschnitt c) stellt den Ansatz von v. Hagen (1992) dar, der die Implikationen der institutionellen Ausgestaltung des Budgetverfahrens analysiert hat.

### *a) Die Auswirkungen von (Verfassungs-)Regeln auf das Verhalten der politischen Unternehmer*

Eine herausragende Bedeutung bei der Erklärung des Politikerverhaltens kommt den Verfassungsregeln zu, die als Restriktion anzusehen sind. Institutionelle und vor allem konstitutionelle Regeln schränken die Wahlmöglichkeiten und Aktivitäten der ökonomisch und politisch agierenden Individuen erheblich ein [siehe Buchanan (1987a), Brennan und Buchanan (1980, 1985) sowie Buchanan und Tullock (1962) zum Ansatz der »Constitutional-Economics«]. Es handelt sich bei ihnen somit um »the rules that define



the framework within which the ordinary choices of economic and political agents are made« [Buchanan (1987a, S. 585)]. Aus der Sicht von Brennan und Buchanan (1985, S. 1) sind Regeln und insbesondere deren Ausgestaltung entscheidend – im Sinne einer notwendigen Bedingung – für die Interaktion zwischen den Individuen und dienen letztendlich der Überwindung des Hobbesianischen Dschungels: »The same individuals, with the same motivations and capacities, will interact to generate quite different aggregate outcomes under differing sets of rules, with quite different implications for the well-being of every participant.« Die Relevanz von Regeln und deren Wirkungen finden sich bereits bei Wicksell (1896); nach Buchanan (1987a, S. 587) ist in diesem Zusammenhang festzuhalten: »Wicksell called attention to the significance of the rules within choices are made by political agents, and he recognized that efforts at reform must be directed toward changes in the rules for making decisions rather than toward modifying expected results through influence on the behaviour of the actors.«<sup>44</sup>

So können (Verfassungs-)Regeln auch den politischen Unternehmer in seinem Wirken – d. h. bezüglich seines ihm zur Verfügung stehenden Alternativensets – erheblich einschränken. Demgegenüber dürfte ein großzügig ausgelegter und interpretationsfähiger wie -bedürftiger Handlungsrahmen den politischen Unternehmer dazu verführen, denselben zur Realisierung eigener Ziele einzusetzen. Folglich ist zu klären, ob dem Politiker ein diskretionärer Handlungsspielraum zugebilligt wird oder eine strikte Regelbindung erforderlich ist.<sup>45</sup>

Sofern in der Tradition des wohlfahrtsökonomischen Ansatzes ein wohlwollender und allwissender Diktator unterstellt wird, stellt ein diskretio-

<sup>44</sup> Aus der Sicht von Wicksell (1896) sind die Abstimmungsregeln von Relevanz, mit denen die Entscheidungen von den politischen Unternehmern gefällt werden. Wicksell (1896) präferiert den simultanen Beschluß von Ausgaben und Einnahmen auf der Basis der (Quasi-)Einstimmigkeit [vgl. die Ausführungen von Blankart (1996) und Wolf (1996)].

<sup>45</sup> Prinzipiell besteht zur Verwendung von (Verfassungs-)Regeln eine Alternative: Die Zubilligung eines diskretionären Handlungsrahmens an den politischen Unternehmer. Aus der Sicht des politischen Unternehmers ist der diskretionäre Handlungsspielraum vorzuziehen, weil er hierdurch seinen eigenen Nutzen – beispielsweise die Wiederwahl, aber auch die Implementierung ideologischer Vorstellungen – maximieren kann. Cukierman und Meltzer (1986, S. 373) gelangen zum Ergebnis, daß, sofern ein wohlwollender Planer agiert, die soziale Wohlfahrt einer Maximierung unterliegt »either when the social planner has discretionary powers or when the planner follows a contingent rule that replicates his choice of instruments under discretion. In either case, maximizing social welfare requires flexibility in the choice of settings or values for the policy instrument. Flexibility enables the planner to commit his instruments only after he has the maximum possible amount of information.« Flexibilität kann somit nach Cukierman und Meltzer (1986, S. 378) das soziale Optimum erreichen – entweder mittels diskretionären Instrumenteneinsatz oder durch bedingte Regeln (»Contingent-Rules«).



närer Handlungsrahmen kein Problem dar, da ein derart motivierter und agierender Politiker ausschließlich das Wohl der Gesamtgesellschaft im Auge hat. Da aber ein solcher homo politicus einen singulären Fall darstellt und eher von der Hypothese auszugehen ist, daß die politisch agierenden Individuen ebenfalls nach der Maximierung ihrer individuellen Nutzenfunktion streben, ist die politökonomische Sicht anzuwenden.<sup>46</sup> Diese sieht die Verfassungsregel als Beschränkung an, die restriktiv sein sollte, um so für den »Worst-Case« Vorsorge geleistet zu haben. Anders ausgedrückt: Eine strikte Verfassungsregel ist *nicht* notwendig, wenn alle politisch agierenden Individuen sich im Sinne des wohlfahrtsökonomischen Ansatzes verhalten und das – wie auch immer definierte – Allgemeinwohl maximieren möchten. Erst wenn die Gefahr des Mißbrauchs nicht vollkommen in jeder Hinsicht ausgeschlossen werden kann, ist eine verfassungsrechtliche Beschränkung zwingend erforderlich. Aus der Sicht der »Constitutional Economics« ist strikt das ökonomische Verhaltensmodell zu verwenden – und zwar selbst dann, wenn diesem Verhaltensansatz empirische Unzulänglichkeiten nachzuweisen wären [vgl. vertiefend Brennan und Buchanan (1985, S. 46–66)]. In den Worten von John Stuart Mill: »The very principle of constitutional government requires it to be assumed that political power will be abused to promote the particular purposes of the holder; not because it is always so, but because such is the natural tendency of things, to guard against which is the special use of free institutions« [zitiert nach Buchanan (1987a, S. 587)].

Folglich ist eine *Verfassungsregel* – die nach Cukierman und Meltzer (1986) *bedingt* sein soll – vorzuziehen. Damit erfolgt eine weitere Unterstützung der Anhänger einer Regelbindung [siehe Friedman (1960) sowie Kydland und Prescott (1977)]. Durch die Verwendung einer kontingenten Regel tritt eine Wohlfahrtssteigerung ein, die sich auf die Überlegungen von Kydland und Prescott (1977) zur dynamischen Inkonsistenz optimaler Pläne stützt. Jedoch gelangen Cukierman und Meltzer (1986, S. 369) zu einer vorsichtigen Einschätzung bezüglich der Verwendung von kontingenten Regeln: »A constitutional commitment to a socially optimal contin-

---

<sup>46</sup> Entscheidend ist aber in erster Linie die dieser Betrachtung und diesem Ergebnis zugrundeliegende Verhaltensannahme. Falls der politische Entscheidungsträger eigennützig motiviert sein sollte, bedingt der diskretionäre Instrumenteneinsatz die Erreichung eines sozial suboptimalen Ergebnisses bei gleichzeitiger Realisierung des Zieles des politischen Unternehmers [vgl. Cukierman und Meltzer (1986, S. 378/379)]. Anders ausgedrückt: Für den Fall einer Demokratie mit regelmäßigen Wahlen sowie unvollständig informierten Wählern folgen bei der Zubilligung eines diskretionären Spielraumes an die politischen Unternehmer Wohlfahrtsverluste, die als »Kosten der Demokratie« anzusehen sind [siehe Cukierman und Meltzer (1986, S. 386)]. Eine weitere Konsequenz der Zubilligung eines diskretionären Handlungsspielraumes an die politischen Unternehmer ist die Zunahme an Unsicherheit auf Seiten der Marktteilnehmer.

gent choice of policy instruments could eliminate the cost of democracy without losing the flexibility needed for the maximization of social welfare. However, a constitution raises serious enforcement problems. Without full transmission of information by government to the agency that monitors and enforces compliance with the constitution, government does not fully bear the cost to the public of discretionary policy. As a consequence even when a socially optimal constitution is enacted, government is often tempted not to abide by it.«

Diese Überlegungen sind fundiert durch die Unterstellung, daß die Regierung über gewisse Informationsvorsprünge in bezug auf die anderen Marktteilnehmer verfügt. Durch eine bedingte Regel kann die Regierung ihren Informationsvorsprung nicht ausnutzen. Cukierman und Meltzer (1986, S. 386) sehen in Hinblick auf ihren Vorschlag einer Verfassung auf der Grundlage von kontingenten Regeln Probleme im Zusammenhang mit der Implementierung: »The optimal constitution implied by our model makes government actions contingent on the advance information available only to government. Enforcement of a constitutional rule requires full and current knowledge of governmental forecasts. The implementation of the constitution depends, therefore, on the government. Government is tempted not to abide by the constitution when it can improve reelection prospects.«

Bleibt als weitere Alternative lediglich die Formulierung einer strikten unbedingten Regel; in der Interpretation von Sargent (1987, S. 347) also einer »Rule-without-Feedback«. Diese weist keine Flexibilität auf, ermöglicht aber den politischen Unternehmern auch keinen Spielraum zur Erfüllung ihrer eigenen Nutzenfunktion. [So stellt die Friedmansche Geldregel eine nicht-kontingente Regel dar, die keinen diskretionären Spielraum ermöglicht. Siehe die Ausführungen von Sargent (1987, S. 347).]

Von Relevanz ist die Ausgestaltung der politischen Institutionen. Hier kommt es auch auf das Ausmaß der Mitspracherechte der Stimmbürger an und somit, inwieweit sich der Unterschied zwischen einer repräsentativen und einer direkten Demokratie bemerkbar macht. Sofern es sich um eine direkte Demokratie handelt, können die politökonomischen Überlegungen des Medianwählermodelles angewendet werden [siehe die Ausführungen von Blankart (1994a, S. 141–161) bezüglich des Wachstums der staatlichen Ausgaben unter Beachtung institutioneller Unterschiede sowie grundlegend Pommerehne (1978, 1990)]. Die ökonomischen Ergebnisse – beispielsweise in Hinblick die staatlichen Ausgaben – orientieren sich an den Präferenzen des Medianwählers. Mit anderen Worten, das Medianwählermodell dient im Rahmen der politökonomischen Analyse als Referenzmodell. Die sich auf seiner Grundlage ergebenden Resultate müssen ihrerseits nicht mit denen der wohlfahrtsökonomischen Analyse überein-

stimmen [siehe Blankart (1994a)]. Ebenso ist das Abstimmungserfordernis nicht unerheblich; so dürfte zu erwarten sein, daß eine qualifizierte Mehrheitsregel eine Beschränkung impliziert. [Siehe die Überlegungen von Frey und Kirchgässner (1994, S. 48–51) zu den Kosten, die mit einer Abstimmungsregel verbunden sind.] Eine Erhöhung des Zustimmungserfordernisses führt zu geringeren externen Kosten, aber erhöht auch gleichzeitig die Einigungskosten. Entscheidend aus der Sicht des potentiellen Machtmißbrauchs sind die externen Kosten. Eine Abnahme derselben mündet in einer Abnahme der Belastungen von Individuen, die durch den konkreten Abstimmungsgegenstand beeinträchtigt werden. Der Übergang von der direkten zur repräsentativen Demokratie »will introduce sufficient leeway to disguise or almost disguise the link between median voter preferences and the actual outcome of collective decision-making« [Pommerehne (1990, S. 461)]. Der Handlungsspielraum der politischen Unternehmer ist in repräsentativen Demokratien weiter gefaßt und damit setzen sich die Präferenzen des Medianwählers im politischen Prozeß nicht durch. Für den politischen Unternehmer zählen lediglich seine eigenen Präferenzen. Anders ausgedrückt: Institutionelle Unterschiede haben gravierende Auswirkungen. Aus der Sicht von Pommerehne (1990, S. 461) beschränken optionale oder obligatorische Referenden die politischen Unternehmer in repräsentativen Demokratien, so daß die Präferenzen des *Medianwählers* relevanter werden und bei den Referenden gänzlich zum Vorschein kommen.

Prinzipiell folgt aus der vorangegangenen knappen Betrachtung, daß für den Fall einer repräsentativen Demokratie der politische Unternehmer versuchen wird, seine eigenen Ziele unter Verwendung des wirtschaftspolitischen Instrumentariums zu erreichen. Die Zubilligung eines diskretionären Einsatzes des Instrumentariums ermöglicht dies. Weniger erfolgreich dürfte die Umsetzung eigener Ziele bei der Existenz einer bedingten (Verfassungs-) Regel oder gar einer strikten unbedingten Regelbindung – im Sinne einer »Rule-without-Feedback« – ausfallen. Letztere ist unabhängig von konkreten wirtschaftlichen Umständen; das Instrumentarium steht dem politischen Unternehmer nicht zur Verfügung. Allerdings kommt es aufgrund der hiermit verbundenen Inflexibilität zu Wohlfahrtsverlusten; der Nutzen ergibt sich daraus, daß der Politiker das Instrument nicht für seine eigenen Zwecke mißbrauchen kann.

Konkret lassen sich die bisherigen Überlegungen auch auf die öffentliche Kreditaufnahme übertragen. Ein diskretionärer Handlungsspielraum – beispielsweise die Aufnahme von Krediten in beliebiger Höhe zur Deckung der staatlichen Ausgaben bei mangelnden Steuereinnahmen – schafft dem politischen Unternehmer die Voraussetzung zum Einsatz dieses Instrumentes zu einer eigenen Zieloptimierung. Die politökonomischen Überlegungen

lassen generell den Schluß zu, daß der politische Unternehmer dem ihm zubilligten Handlungsrahmen auch irgendwann vollständig ausnutzen wird – und zwar für seine eigenen Zwecke. Mit anderen Worten, eine Beschränkung ist zwingend erforderlich. Es bieten sich plebiszitäre Elemente an – optionale oder obligatorische Beteiligung der Stimmbürger –, aber auch das Erfordernis einer qualifizierten Mehrheit ist denkbar. Im Extrem steht die öffentliche Kreditaufnahme der Volkswirtschaft nicht zur Verfügung; das Erfordernis eines Budgetausgleichs (durch Steuern) wäre dann existent.

*b) Institutionelle Regelungen für die  
öffentliche Kreditaufnahme*

Potentielle Ausgestaltungen institutioneller Regeln für die staatliche Kreditaufnahme stehen im Mittelpunkt dieses Abschnittes. Institutionelle Regelungen der öffentlichen Kreditaufnahme legen die Rahmenbedingungen fest, unter denen die politischen Unternehmer agieren. Ihr Handeln wird hierdurch eingeschränkt. An welchen Größen oder Umständen kann – und soll – sich die Nettoneuverschuldung des Bundes orientieren? Prinzipiell sind eine Vielzahl von Lösungen denkbar: Diese reichen von einem verfassungsrechtlichen Verbot der staatlichen Kreditaufnahme (und damit der Vorgabe eines jährlichen beziehungsweise sogar monatlichen Budgetausgleiches) über die Vorgabe einer prozentualen Maximalverschuldung sowie einer maximalen Neuverschuldung bis zur wohldefinierten Ausgestaltung der Umstände, unter denen die Kreditaufnahme zulässig ist.

Bach (1993, S. 14) definiert allgemein institutionelle Beschränkungen der öffentlichen Kreditaufnahme als Regeln, »die den Verhaltensspielraum der staatlichen Entscheidungsträger gezielt dadurch einschränken, daß sie entweder die Höhe der Kreditaufnahme begrenzen oder bestimmte formell-verfahrensmäßige Anforderungen stellen.« Folglich können in bezug auf institutionelle Regeln näher unterschieden werden

1. die objekt- oder verwendungsbezogenen Begrenzungen,
2. makroökonomische Regelbindungen sowie
3. die formell-verfahrensbezogenen Beschränkungen.<sup>47</sup>

---

<sup>47</sup> Siehe vertiefend zur anschließenden Betrachtung die Beiträge von Brennan und Buchanan (1980, Kapitel 10; 1985), Buchanan und Wagner (1977, S. 147–159 und 173–185), Rowley (1987b), Bach (1993) sowie die Beiträge in Economist (1995a, 1995b, 1995c). Der GBD (1995) betrachtet in seinem Gutachten ausführlich die aktuelle Regelung sowie unterschiedliche Begrenzungsmöglichkeiten und wendet diese auf das Land Niedersachsen an. Folkers (1983) stellt analoge Betrachtungen ausführlich bezüglich der Begrenzung von Steuern sowie Begrenzungsmöglichkeiten der staatlichen Ausgaben dar.

Im Mittelpunkt von *objekt-* beziehungsweise *verwendungsbezogenen* Begrenzungen steht die Bindung der öffentlichen Kreditaufnahme an als finanzierungswürdig deklarierte Investitionsprojekte; daneben existiert die Variante einer Bindung an das Volumen der Investitionen insgesamt. Die Finanzierung öffentlicher Investitionen, die auch im privatwirtschaftlichen Sinne rentierlich wären, durch öffentliche Schulden, war die Philosophie des Artikels 115 GG in der alten Fassung. Konkret legte diese Regelung fest, daß »Schulden allein bei außerordentlichen Bedarf und in der Regel nur für Ausgaben zu werbenden Zwecken aufgenommen werden durften« [Bach (1993, S. 16)]. Zunehmend wurde diese Regelung aufgeweicht und gipfelte in der neuen Fassung, wonach die Einnahmen aus Krediten die Summe der im Haushaltsplan veranschlagten Ausgaben für Investitionen nicht überschreiten darf (siehe auch die Ausführungen im Abschnitt E.III.1). Damit sind die öffentlichen Schulden an die investive Verwendung öffentlicher Ausgaben gebunden. In analoger Richtung weist der Vertrag von Maastricht, der mittels Artikel 104c Absatz 3 Satz 2 Halbsatz 1 die Investitionsgrenze als Indikator zur Beurteilung von Haushaltsdefiziten ansieht.

Diese Regelungen belassen den politischen Unternehmern einen interpretationsfähigen diskretionären Handlungsspielraum. Dieser folgt unmittelbar aus der Festlegung des Begriffes der Nettoinvestitionen, der Abgrenzung des öffentlichen Sektors sowie vor allem aus der unterstellten Rentierlichkeit der öffentlichen Investitionen [siehe vertiefend Schlesinger et al. (1993, S. 209–216) sowie Bach (1993, S. 16–19)]. Zusätzlich ergibt sich durch die Ausnahmeregelung des Grundgesetzes – im Zusammenhang mit einer Störung des gesamtwirtschaftlichen Gleichgewichtes – eine auslegungsfähige Möglichkeit der öffentlichen Kreditaufnahme. Insgesamt sind daher die institutionellen Beschränkungen, die sich aus diesen Regeln ergeben, als äußerst schwach einzuschätzen.

*Makroökonomische* Regelbindungen legen eine maximal zulässige öffentliche Verschuldung oder Nettoneuverschuldung fest, die sich beispielsweise an einem Anteil am Sozialprodukt, am Produktionspotential oder an Haushaltsvolumina orientieren. [Siehe zum Beispiel die Regelung des Vertrages von Maastricht oder die weitergehenden Überlegungen von WBBMF (1994) zu den Konsequenzen dieses Vertrages auf die zukünftige deutsche Verschuldung.] Solche »Ratio-Type«-Vorschläge erfreuen sich insbesondere unter Ökonomen äußerster Beliebtheit – auch in Hinblick auf die Beschränkung von Steuereinnahmen und staatlichen Ausgaben – »... because they seem to be directed at the central objective, which is one of limiting the overall size of government...« [Brennan und Buchanan (1980, S. 201)].

---

Siehe FAZ (1996) zu aktuellen Überlegungen zur Begrenzung der Staatsverschuldung in der Bundesrepublik Deutschland.

Zwar sind solche Vorgaben leicht zu überprüfen, aber ihnen mangelt es an einer ökonomischen Fundierung der Obergrenzen. »There is little other than historical accident that determines the government's current share in aggregate product« [Brennan und Buchanan (1980, S. 201)].<sup>48</sup>

Daneben lassen die Erfahrungen in den Vereinigten Staaten von Amerika mit gesetzlich fest vorgeschriebenen numerischen Zielvorgaben den Schluß zu, daß hierdurch längst noch nicht deren Erreichung garantiert ist [siehe die kritische Betrachtung von Keech (1995, S. 107–109) zum Gramm-Rudman-Hollings-Gesetz]. Generell dürften damit politisch beschlossene Vorgaben für ökonomische Ziele – seien es Arbeitslosenquoten, Inflationsraten oder Vorgaben für die öffentliche Kreditaufnahme – nicht per se mit Erfolg verbunden sein. Ökonomische, aber auch politische Gründe können eine Zielverfehlung bewirken [vgl. Keech (1995, S. 104–109)]. Dementsprechend sind auch die (fiskalischen) Konvergenzkriterien des Vertrages von Maastricht kritisch zu hinterfragen.

Der zentrale Aspekt von *formell-verfahrensbezogenen* Beschränkungen (»Procedural-Limits«) ist die Vorgabe besonderer Anforderungen an das politische Entscheidungsverfahren: »An alternative, and conceptually quite distinct, approach to constraining government's fiscal powers is to modify and to limit the structure within which governmental outcomes emerge« [Brennan und Buchanan (1980, S. 202)]. Eine Verschärfung des Zustimmungserfordernisses bei Abstimmungen im Rahmen von repräsentativen Demokratien bietet sich hierbei an: Anstelle einer einfachen Mehrheit müßte beispielsweise eine qualifizierte Mehrheit aller – und nicht nur der anwesenden – Parlamentarier zustimmen [vgl. Frey und Kirchgässner (1994, S. 48–51) sowie Bernholz und Breyer (1994, S. 36–43)] zur ökonomischen Theorie von Abstimmungsregeln].

In diesem Sinne sind die Versuche zur Etablierung eines (auf ein jährlich ausgeglichenes Budget gerichteten) Verfassungszusatzes (»Balanced-Budget-Amendment«) in den Vereinigten Staaten zu verstehen [vgl. exemplarisch Brennan und Buchanan (1980, S. 203), Bach (1993), NZZ (1995),

---

<sup>48</sup> Die äußerst beliebten Obergrenzen der öffentlichen Verschuldung implizieren lediglich eine Verschiebung der maximal zulässigen öffentlichen Verschuldung nach unten. Hierdurch wird sich allerdings *nichts* an dem Verhalten der politischen Unternehmer ändern. Durch geeigneten Einsatz der öffentlichen Schulden lassen sich die potentiellen Nachfolger immer noch strategisch beeinflussen, so daß diese – mehr oder weniger stark ausgeprägt – eine Einschränkung in den präferierten staatlichen Ausgaben erfahren! Dies ist aber das zentrale Problem bei der Verwendung der öffentlichen Schulden, welches sich nicht durch die Festlegung von Obergrenzen etc. vermeiden läßt. Anders ausgedrückt: Das Problem der Zurechnung bleibt weiterhin bestehen; die »Lasten« einer zusätzlichen heutigen öffentlichen Verschuldung werden nicht den hierfür verantwortlichen politischen Unternehmern angelastet.



Buchanan (1995) sowie kritisch Schultze (1995)]. Der angestrebte Verfassungszusatz sah vor, daß die jährlichen staatlichen Ausgaben die regulären Steuereinnahmen nicht übersteigen dürfen [siehe NZZ (1995) und FAZ (1995b, 1995a)]. Diese Regelung kann durchbrochen werden, wenn 60% aller Mitglieder des Kongresses einer öffentlichen Kreditaufnahme zustimmen [siehe NZZ (1995, S. 13)]. Weitere Ausnahmen von dieser präsidentialen Verpflichtung sind vorgesehen für Kriegszeiten oder für einen militärischen Konflikt, der die nationale Sicherheit bedroht; in diesen Situationen können die staatlichen Ausgaben auch – nach Zustimmung des Kongresses – durch öffentliche Schulden finanziert werden. Daneben wird durch den Verfassungszusatz *auch* die Erhöhung von Steuern an die Zustimmung von 60% aller Abgeordneten beider Kammern des Kongresses gebunden.

Ebenfalls denkbar – im Rahmen von formell-verfahrensbezogenen Beschränkungsmaßnahmen – ist die Verlagerung der Entscheidungsbefugnis von der Parlamentarier- hin zur Stimmbürgerebene – in Verbindung mit einem qualifizierten Zustimmungserfordernis [siehe die theoretischen und empirischen Ausführungen von Feld (1995)]. Damit würden direkt die Individuen entscheiden, die letztendlich davon mehr oder weniger betroffen sind.

### *c) Institutionelle Regeln, das Budgetverfahren und Budgetdefizite*

Das regierungsinterne Budgetverfahren ist ein Ansatzpunkt zur Erklärung des Anwachsens der öffentlichen Verschuldung. V. Hagen (1992, S. 26) vertritt die Sichtweise, wonach das fiskalische Ergebnis vor allem von den institutionellen Regelungen (dem Budgetverfahren) abhängt, unter denen die Haushaltsbeschlüsse erfolgen [siehe vertiefend v. Hagen (1992, S. 25–30)]. Das Budgetverfahren ist als ein Instrument zur Lösung politischer Konflikte anzusehen. Nach v. Hagen (1992, S. 31) existieren drei verschiedene Ebenen:

1. Die Regierung stellt den Haushaltsplan unter Beteiligung der verschiedenen Ressorts auf. Die Ausgabenwünsche der Ressorts werden mehr oder weniger stark berücksichtigt. Nach v. Hagen (1992, S. 31) besteht das Kabinett aus den Ressortministern (»Spending«-Minister), dem Finanzminister sowie dem Ministerpräsidenten. Die Ressortminister trachten nach einer Ausweitung ihres Budgets, da ihr politischer Erfolg von der Größe des Budgets abhängt [siehe beispielsweise Blankart (1994a, S. 451–459) zur Theorie der Bürokratie]. Folglich sind die Ressortminister Partikularinteressen verbunden. Demgegenüber verfol-



gen sowohl Ministerpräsident als auch der Finanzminister weniger Partikularinteressen, sondern eher gesamtgesellschaftliche Interessen [vgl. v. Hagen (1992, S. 31/32)]. Zwischen den Ressortministern existiert ein Gefangenendilemma, da jeder einzelne Ressortminister ein großes Budget präferiert. Während der Nutzen lediglich Interessengruppen zukommt, verteilt sich die Last der Finanzierung auf die Allgemeinheit. Dementsprechend artikuliert sich das Gleichgewicht des Gefangenendilemmas in hohen Ausgaben der Ressortminister in Verbindung mit hohen Steuern oder großen Budgetdefiziten. Die individuelle Budgetoptimierung mündet in einer Aufweichung der fiskalischen Disziplin. Demgegenüber unterstellt v. Hagen (1992, S. 33), daß der Ministerpräsident und der Finanzminister »... have a larger tendency to limit spending in order to restrain the level of present and future taxation.« Anders betrachtet: Die fiskalische Stabilität hängt von der Stärke dieser beiden politischen Entscheidungsträger im Vergleich zu den Ressortministern ab. Daneben ist die Sequenz der Budgetentscheidung relevant: Neben einem »Bottom-Up«-Verfahren, bei dem das Budget durch die Ausgabenwünsche der Ressortminister direkt bestimmt wird, ist ein Kabinettsbeschluß denkbar, der zunächst das globale Budgetvolumen festlegt und die Aufteilung der Mittel auf die einzelnen Ministerien als zweiten Schritt vorsieht. Das Budgetverfahren ist auch charakterisiert durch den Teilnehmerkreis, der über den Haushalt entscheidet. »Budget decisions may be reached by the entire cabinet collectively, or... through bilateral discussions between the finance minister and each of the spending ministries« [v. Hagen (1992, S. 34)].

2. Das Kabinett leitet das Budget an das Parlament weiter und dieses entscheidet über die Annahme oder die Ablehnung. Die Mitglieder des Parlamentes sind die Vertreter ihrer Wähler und damit unterliegen sie einem ähnlichen, wenn nicht sogar einem stärkeren Ausgaben-Bias wie die Ressortminister [siehe hierzu v. Hagen (1992, S. 34)]. Daneben existiert eine Parteidisziplin, durch die eher der Parteipolitik gefolgt wird als den Interessen der eigenen Wähler des einzelnen Mitgliedes des Parlamentes. Die Beziehung zwischen der Regierung und dem Parlament ist charakterisiert durch die Möglichkeiten des Parlamentes, am Budget Veränderungen vornehmen zu können. Die Möglichkeit der Ablehnung des Budgets kann zu einer Schwächung der Regierung führen, da sie dann nur solche Budgetentwürfe vorlegt, die eine sichere Mehrheit finden. Dem steht die Gefahr der potentiellen Abwahl der Regierung gegenüber, die aus der Sicht der Regierungsparteimitglieder wohl nicht erwünscht ist; diese Überlegung stärkt die Regierung. Die Beziehung zwischen beiden staatlichen Institutionen wird darüber hinaus noch durch den Informationsgrad determiniert. Geringe Informationen er-

schweren die Kontrolle der Regierung sowohl durch das Parlament als auch durch politische Kräfte außerhalb des Parlamentes.

3. Das durch das Parlament verabschiedete Budget wird umgesetzt. Im Zuge der Umsetzung können Veränderungen der ökonomischen Rahmendaten eintreten, die neue Wünsche auftreten lassen, aber auch das Erfordernis nach ökonomischen Anpassungen entstehen lassen. V. Hagen (1992, S. 36) führt in diesem Zusammenhang zwei gegenläufige Mechanismen an: »[T]he degree to which budget laws binds government's actions during the fiscal year, and the degree of flexibility to respond to unforeseen events.« Die Budgetbindung artikuliert sich beispielsweise in der Möglichkeit der Verabschiedung von Nachtragshaushalten sowie der Macht des Finanzministers eine Ausgabensperre zu erlassen [siehe vertiefend v. Hagen (1992, S. 36)]. Die Flexibilität drückt sich durch die Möglichkeit des Transfers zwischen Haushaltstitel sowie durch den Rückgriff auf Finanzreserven aus.

V. Hagen (1992, S. 37) vertritt die Ansicht, wonach der Stellung des Ministerpräsidenten sowie derjenigen des Finanzministers eine herausragende Bedeutung bei der Einhaltung der fiskalischen Disziplin zukommt. Zentraler Aspekt ist die Unterstellung, daß die einzelnen Ressortminister überwiegend an der Ausdehnung ihres Budgets Interesse haben und hierdurch den entsprechenden Interessengruppen entgegenkommen. Begünstigt wird diese Tendenz zu Ausgabenerhöhungen durch den Umstand, daß die Finanzierung der Ausgaben durch alle Stimmbürger erfolgt, während die Ausgaben lediglich wenigen Individuen zufließen. Dahingegen orientieren sich sowohl der Ministerpräsident als auch der Finanzminister eher am Allgemeinwohl. Sie nehmen sowohl eine Berücksichtigung der staatlichen Ausgaben als auch der damit verbundenen Finanzierung – beispielsweise durch Steuern oder durch Staatsschuldverschreibungen – vor. Auf der Basis dieser Überlegungen gelangt v. Hagen (1992, S. 37) zu seiner strukturellen Hypothese: »Budgeting procedures lead to greater fiscal discipline if they give a strong prerogative to the prime minister or the finance minister, if they limit universalism, reciprocity, and parliamentary amendments, and facilitate strict execution of the budget law.«<sup>49</sup>

---

<sup>49</sup> Unter »Universalism« versteht v. Hagen (1992, S. 28) die Eigenschaft des Budgets, für jedes Individuum eine Leistung zu bieten. Dies hat eine Budgetausweitung zur Folge. Die »Reciprocity« läuft ebenfalls auf eine Ausweitung des Budgets hinaus. »Reciprocity refers to the principle of not attacking another person's appropriation proposal in return for her not attacking one's own« [v. Hagen (1992, S. 28)].

## 6. Zusammenfassung der Erkenntnisse zur politökonomischen Erklärung von Budgetdefiziten

Neben wohlfahrtsökonomisch motivierten Erklärungsansätzen zur Bestimmung der öffentlichen Verschuldung können weitere Motive politökonomischer wie institutioneller Natur die Realisierung von Budgetdefiziten durch die politischen Unternehmer motivieren. Insgesamt lassen sich fünf zentrale Aspekte politökonomischer Motive anführen [siehe auch die Ausführungen von Alesina und Perotti (1995), v. Weizsäcker (1992), Grilli et al. (1991) sowie de Haan und Sturm (1994)]:

1. *Ideologische* Unterschiede zwischen den Parteien können zu erhöhten Budgetdefiziten führen. Linke Parteien weisen demnach einen Hang zu einem höheren staatlichen Anteil auf, während konservative Parteien eher einen kleinen staatlichen Sektor und eine Stärkung der Privativinitiative präferieren. Generell dürften daher auch linke Parteien eher positiv gegenüber Budgetdefiziten eingestellt sein als konservative Parteien.
2. Der politische Wettbewerb der Parteien um das Regierungsamt erfordert die *Sicherung* der Macht (Ausgestaltung des politischen Systems). Die Parteien unterwerfen sich in regelmäßigen Zeitabständen dem Votum der Wähler. Neben rein wohlfahrtsökonomisch begründeten Eingriffen des Staates in das wirtschaftliche Geschehen besteht damit eine wesentliche Motivation staatlichen Handelns der Regierungspartei(en) in der Sicherung der Macht. Durch den Zugang zum Kapitalmarkt kann sich danach der Staat eine – relativ für den Wähler – kaum spürbare Quelle zur Finanzierung seiner wahrnehmbaren Ausgaben verschaffen. Damit sollten sich in diesem Ansatz entsprechend den Wahlterminen Budgetdefizitzyklen einstellen. Hintergrund dieser Überlegung ist die Finanzierung von staatlichen Ausgaben, die von den heutigen Wählern spürbar und damit wahlentscheidend wahrgenommen werden, während die Finanzierung dieser wahltaktisch motivierten Ausgaben – die mit einer heutigen Verschuldung in der Zukunft verbundenen Zahlungsverpflichtungen – erst zu einem späteren Zeitpunkt erfolgen, in dem die heutigen politischen Unternehmer entweder längst nicht mehr im Amt sind oder die Wahl nicht befürchten müssen.
3. Eng mit ideologischen Unterschieden (und damit Präferenzunterschieden) verbunden ist das Problem der Instabilität. Dieses wiederum steht in enger Beziehung zur Gewichtung der Zukunft. Das politische System wirkt durch *Instabilität* – Abwahlwahrscheinlichkeit und durchschnittliche Amtsdauer einer Regierung – und durch *Polarisierung* – Ausmaß

der Diskrepanz zwischen den Vorstellungen der Parteien – auf die Entwicklung der öffentlichen Verschuldung. Danach lassen sich in instabilen und polarisierten politischen Systemen – über eine sich somit ergebende höhere Diskontrate – eine Tendenz zu einer höheren öffentlichen Verschuldung ableiten. Bei diesen Ansätzen steht die politische Instabilität, ausgedrückt durch einen Wechsel der Parteien in der Regierung, im Mittelpunkt. Das heißt, die Regierung besitzt zwar genügend Macht, diese steht ihr beziehungsweise der damit umgehenden politischen Partei nur für einen beschränkten Zeitraum zur Verfügung. Für den Fall des Wahlverlustes wird die regierende Partei versuchen, die zukünftig regierende – ideologisch abweichende – Partei durch Schaffung von Fakten zu beschränken, so daß die bisher regierende Partei ein für sie akzeptables Nutzenniveau realisieren kann. Bestehen zwischen den Parteien gravierende ideologische Unterschiede (d. h. das Parteiensystem ist durch einen hohen Grad an Polarisierung charakterisiert), dann sind die Budgetdefizite hoch. Anders gewendet: Sofern kaum ideologische Differenzen existieren, sind die Budgetdefizite gering. Darüber hinaus treten Budgetdefizite verstärkt auf, wenn die durchschnittliche Amtsdauer gering ist, da der Planungshorizont der Regierungspartei entsprechend gering ist.

4. Mit einer heutigen Besteuerung sind bei Unterstellung heterogener Individuen Verteilungseffekte verbunden, die zu (Um-) Verteilungskonflikten führen können [vgl. beispielsweise Alesina und Drazen (1991) sowie Drazen und Grilli (1993)]. Diese Konflikte können nicht nur intra-, sondern auch intergenerationeller Natur sein. Budgetdefizite sind als Instrument zur Minderung des potentiellen Interessengegensatzes denkbar. Anstelle einer heutigen Besteuerung treten Budgetdefizite, die wiederum mit einer zukünftigen Besteuerung verbunden sind. Die zukünftige Besteuerung betrifft allerdings andere Individuen.
5. Daneben kann die *Machtverteilung* – d. h. die Verteilung der Regierungsmacht auf verschiedene Institutionen und damit Akteure – eine Rolle bei der Determination der Budgetdefizite spielen. Die entsprechenden Ansätze betonen die Auswirkungen von Konflikten zwischen Institutionen und Koalitionspartnern, die an der Macht beteiligt sind, auf die öffentliche Verschuldung. Je größer der Konflikt zwischen den verschiedenen Akteuren ist und je mehr Akteure am politischen Entscheidungsprozeß beteiligt sind, desto größer sind die Schwierigkeiten in Hinblick auf eine Änderung des status quo beziehungsweise in Hinblick auf eine Durchführung kontrovers diskutierter Vorschläge und Maßnahmen zur Senkung von Ausgaben. Als Ausweg aus dem hiermit verbundenen Gefangenendilemma bietet sich an, diejenige Maß-

nahme zu realisieren, die aus der Sicht der beteiligten Akteure mit den geringsten privaten Kosten verbunden ist. Meinungsverschiedenheiten zwischen den verschiedenen Entscheidungsträgern sind mit einer Fortführung der bestehenden (möglicherweise unpopulären) Politik verbunden. Das heißt, kollektiv rationale Handlungen werden wiederum nur kurzfristig angesetzt und eine fortwährende Zunahme der öffentlichen Verschuldung ist die Folge, weil dieses Instrument Auswirkungen auf die noch nicht existente Gruppe der nachfolgenden Generationen ausüben kann, die ihr Interesse nicht hinreichend artikulieren kann. Die Ansätze dieser Sichtweise betonen die *staatliche Schwäche* bei der Erklärung der öffentlichen Verschuldung: Die Regierung ist zu schwach, um den bestehenden status quo zu verändern, d. h. statt die staatlichen Ausgaben zu senken oder die Steuern zu erhöhen, wird die öffentliche Verschuldung erhöht. Der einzelne politische Akteur verfügt bei diesen Ansätzen nur über geringe politische Macht, da an den politischen Entscheidungen viele Akteure beteiligt sind; neben den Parteien haben beispielsweise politische Institutionen wie die Zentralbank und die Zweite Kammer, aber auch die staatliche Bürokratie und Interessengruppen wie zum Beispiel die Gewerkschaften und die älteren Stimmbürger einen Einfluß auf die politischen Entscheidungen.

6. Individuelles Entscheiden ist maßgeblich – bei gegebenen und unveränderbaren Präferenzen – durch die Restriktionen bestimmt. Im politischen Bereich kommt den konstitutionellen und institutionellen Regeln besondere Bedeutung zu, da auf ihrer Grundlage die politischen Unternehmer beispielsweise über das wirtschaftspolitische Instrumentarium verfügen [vgl. Brennan und Buchanan (1985)]. Unter institutionellen beziehungsweise konstitutionellen Regeln sind beispielsweise die Abstimmungsregeln, die Verfassung, das Ausmaß der Partizipation der Individuen (d. h. direkte versus indirekte Demokratie), aber auch die Ausgestaltung des politischen Entscheidungsverfahrens zu verstehen. Aus der Sicht von Brennan und Buchanan (1985) implizieren unterschiedliche institutionelle wie konstitutionelle Regeln auch differierende Verhaltensweisen der politischen Unternehmer, d. h. der Handlungsrahmen hat unmittelbar einen Einfluß auf die Entscheidungen der politischen Unternehmer. Generell ermöglichen oder erschweren diese Regelungen letztendlich erst die Durchsetzung eigener Ziele der politischen Unternehmer. Im Zusammenhang mit der öffentlichen Verschuldung läßt sich auf der Basis theoretischer Überlegungen festhalten, daß die öffentliche Verschuldung in einer direkten Demokratie geringer ausfällt als in einer repräsentativen Demokratie. Denkbar ist auch, den Einsatz von Budgetdefiziten speziell in der Verfassung zu regeln. Unterschiedliche Ausgestaltungen sind möglich: Von einem völligen Verbot über eine

Regelbindung ohne Rückkopplung bis zu einer Regelbindung mit Rückkopplung und einem diskretionären Handlungsspielraum. Auf der theoretischen Ebene sind die genannten unterschiedlichen Ausgestaltungen dahingehend einzuschätzen, daß ein weit gefaßter Handlungsspielraum dem politischen Unternehmer einen großen Ermessensspielraum zubilligt, den dieser verwenden wird; daher sind hohe Budgetdefizite in diesem Fall zu erwarten.

Welche der unterschiedlichen *politökonomischen* Variablen, die auf der Grundlage der vorangegangenen theoretischen Ansätze abgeleitet wurden, einen Erklärungsbeitrag hinsichtlich der öffentlichen Verschuldung leisten können, ist nur auf der Grundlage empirischer Studien zu beantworten. Diese ökonometrischen Untersuchungen stehen im Abschnitt D.III zur Debatte.

### **III. Ökonometrische Ansätze zur politökonomischen Determination der Budgetdefizite**

Die anschließenden Abschnitte behandeln einige empirische Untersuchungen zur politischen Ökonomie der öffentlichen Verschuldung. Abschnitt 1 faßt die empirischen Ansätze zu den Modellen des politischen Konjunkturzyklusses zusammen, in deren Mittelpunkt die Machterhaltung der amtierenden Regierung steht. Das heißt, Budgetdefizite dienen als Instrument dieser Absicherung. Hierbei werden sowohl opportunistische als auch ideologische Motive der Parteien berücksichtigt. Abschnitt 2 behandelt die ökonometrischen Ansätze zur politischen Instabilität und zur Machtstreuung sowohl innerhalb einer Koalitionsregierung als auch zwischen verschiedenen staatlichen Institutionen. Budgetdefizite folgen aus zeitinkonsistenten Präferenzen der politischen Mehrheiten zu verschiedenen Zeitpunkten und aufgrund mangelnder Mechanismen zur Kooperationserzielung zwischen den an der Macht beteiligten Institutionen. Abschnitt 3 untersucht die Relevanz von Interessengruppen – insbesondere den Einfluß der Gruppe der älteren Wähler. Die Auswirkungen unterschiedlicher institutioneller Regelungen auf die Budgetdefizite stehen im Mittelpunkt von Abschnitt 4. Eine Zusammenfassung der empirischen Ergebnisse ist Gegenstand von Abschnitt 5.



### 1. Budgetdefizite und Ansätze des politischen Konjunkturzyklusses

Grundlage der Überlegungen zum politischen Konjunkturzyklus ist die Existenz eines temporären Machtmonopols der amtierenden Regierung über das wirtschaftspolitische Instrumentarium (siehe auch die Ausführungen im Abschnitt D.I). Da die Informationsbeschaffung dem Wähler Kosten verursacht, werden lediglich Indikatoren betrachtet (Inflationsrate, Arbeitslosenquote sowie verfügbares Einkommen). Die Regierung wird das ihr zur Verfügung stehende Instrumentarium strategisch einsetzen: »Sie kann ihr temporäres Monopol über den Wahlzyklus so ausnützen, daß die Indikatoren, nach denen sie von den Wählern beurteilt wird, zum Wahlzeitpunkt für sie möglichst günstige Werte annehmen« [Blankart (1994a, S. 117)]. Im Mittelpunkt der nachstehenden beiden Abschnitte stehen empirische Studien, die entsprechende Wahlzyklen in den Budgetdefiziten analysieren. Neben den älteren Ansätzen, die auf die Arbeiten von Nordhaus (1975) sowie MacRae (1977) zurückgehen und einen Trade-off zwischen der Arbeitslosenquote und der Inflationsrate im Sinne der Phillips-Kurve unterstellen, werden neuere politökonomische Modelle berücksichtigt, die kurzfristige Zyklen in den makroökonomischen Variablen – insbesondere hinsichtlich der Budgetdefizite – durch Unterstellung rationaler Erwartungen ableiten. Abschnitt a) konzentriert sich auf die Darstellung der Ansätze des politischen Konjunkturzyklusses auf der Basis opportunistischer Parteien, während Abschnitt b) ideologische Motive berücksichtigt.<sup>50</sup>

#### *a) Budgetdefizite zur Machtsicherung der amtierenden Parteien*

Die Überlegungen zum politischen Konjunkturzyklus basieren in der Regel auf der entsprechenden Analyse der staatlichen Ausgaben (insbesondere Transferzahlungen) sowie der zyklischen Entwicklung der Inflationsrate und der Arbeitslosenquote. Jedoch lassen sich diese grundlegenden theoretischen Betrachtungen auch auf die Budgetdefizite übertragen. Es kann somit analog gefolgert werden, daß Budgetdefizite »... can be expected to increase before elections, since public expenditures is likely to increase and/or taxes to decrease« [van Velthoven et al. (1993, S. 23)]. Allerdings

---

<sup>50</sup> Einen Überblick über die diversen theoretischen Ansätze zum politischen Konjunkturzyklus geben Nordhaus (1989) sowie Gärtner (1994). Eine umfassende empirische Analyse wurde von Alesina und Roubini (1992) und Alesina et al. (1993) vorgenommen.



dürfte der stimulierende Einsatz der Budgetdefizite allenfalls bei Existenz eines Popularitätsdefizites der Regierung vor der Wahl erfolgen und damit begründbar sein; ansonsten verwirklicht die Regierung ihre ideologischen Ziele unter Einsatz des Instrumentes Budgetdefizite [vgl. Frey (1978) sowie Schneider (1978, S. 97)]. Daher ist insgesamt die recht schwach belegte Existenz eines politischen Konjunkturzyklusses nicht verwunderlich [siehe Mueller (1989, S. 286)].

Tufte (1978, S. 29) hebt die zentrale Bedeutung des verfügbaren realen Einkommens bei den Ansätzen zum politischen Konjunkturzyklus hervor. Eine Beeinflussung dieser entscheidenden Variablen der individuellen Wahlentscheidung erfolgt daher mittels staatlicher Transferprogramme. Kurz vor den Präsidentschaftswahlen nehmen diese Transfers zu [siehe Tufte (1978, S. 39) zur empirischen Evidenz]. Sie können allerdings aus administrativen und politökonomischen Gründen nicht durch eine entsprechende Zunahme der Lohnsteuer finanziert werden. Erst nach den Wahlen finanzieren die Wähler die ihnen zugedachten Wohltaten durch eine Besteuerung ihrer Arbeitseinkünfte [vgl. Tufte (1978, S. 31–33)]. Tufte (1978, S. 44) faßt seine Ergebnisse zusammen: »In summary, the evidence describes the key role of transfer payments in producing election-year economic stimulation. The mechanism at work include pre-election increases in the level of transfer payments, the creation of an electoral-economic 'window' by deferring the costs of pre-election increases in transfers until after the election. . . .« Die Relevanz von Budgetdefiziten ergibt sich somit zwingend aus der Finanzierung dieser Transferzahlungen.

Laney und Willett (1983) untersuchen die Existenz eines politischen Konjunkturzyklusses bezüglich der Präsidentschaftswahlen sowohl im Geldangebot als auch in der fiskalischen Variablen Budgetdefizite und akzentuieren insbesondere die Interaktion zwischen der fiskalischen und der monetären Autorität in den Vereinigten Staaten. (Der Untersuchungszeitraum erstreckt sich von 1960 bis 1976.) Sie vertreten die These, wonach die Entwicklung des Geldangebotes von der Generierung von Budgetdefiziten abhängig ist. Die Schätzergebnisse lassen den Schluß zu, daß der Wahltermin zu den Präsidentschaftswahlen einen erheblichen Einfluß auf die saisonbereinigten Budgetdefizite ausübt. Jedoch dürfte die Administration nicht die ausschließliche Kontrolle über die fiskalischen Variablen ausüben. Vielmehr besitzt auch der Kongreß ein Mitspracherecht im Hinblick auf den Haushalt [siehe Laney und Willett (1983, S. 60)]. Generell kann Parteiloyalität unterstellt werden. Nichtsdestoweniger gelangen Laney und Willett (1983, S. 62) zum Ergebnis: »[T]he two major U.S. political parties have displayed certain characteristic ideological views that have been fairly consistent over the years, with Democrats tending to be more favorably

disposed toward government spending and less concerned about budget deficits than Republicans.«

Baber und Sen (1986) untersuchen die These eines politischen Konjunkturzyklusses auf der Ebene der Bundestaaten der Vereinigten Staaten. Sie gelangen zur Erkenntnis, daß die öffentlichen Schulden relativ ansteigen im Wahljahr sowie im Jahr vor der Wahl und relativ abnehmen in den beiden Nachwahljahren. Darüber hinaus ist das Ausmaß der Veränderung positiv abhängig vom Parteienwettbewerb. In Bundesstaaten mit hohem Wettbewerb sind die Zyklen in den Budgetdefiziten ausgeprägter.

Im Rahmen einer neueren -- integrierten -- Analyse untersuchen Haynes und Stone (1989) die mit dem politischen Konjunkturzyklus verbundenen Hypothesen. Grundlage sind die Präsidentschaftswahlen für den Zeitraum von 1951 bis 1986. Ziel ist die Identifikation eines Wahlzyklusses sowohl in makroökonomischen Ergebnisvariablen (reales Bruttosozialprodukt, Arbeitslosenquote sowie Inflationsrate) als auch in Politikvariablen (Geldmengenwachstum sowie Budgetüberschuß). Haynes und Stone (1989) identifizieren in den makroökonomischen Variablen einen sechzehn Quartale umfassenden Wahlzyklus. Diese sind nach ihrer Studie für die Vereinigten Staaten und den untersuchten Zeitraum statistisch valide und signifikant.

Bizer und Durlauf (1990) untersuchen die »Martingale«-Eigenschaft der Steuersätze, die sich direkt aus der »Tax-Smoothing«-Hypothese ergibt (siehe die Ausführungen im Abschnitt C.II.1.b). [Hierzu verwenden sie den Ansatz der Spektralanalyse. Dieser wird ausführlich von Granger und Watson (1984), Granger und Newbold (1986, S. 45–75), Harvey (1993, S. 166–230 und 235–240) sowie Schlittgen und Streitberg (1991, S. 115–146 und 257–334) beschrieben.] Ihre empirische Untersuchung für die Vereinigten Staaten über den Zeitraum von 1879 bis 1986 manifestiert sich in der Feststellung, wonach Steuersatzveränderungen mit Hilfe anderer Variablen prognostiziert werden können. In den Augen von Bizer und Durlauf (1990) ist in den Daten ein politischer Konjunkturzyklus enthalten, der über maßgeblichen Einfluß in Hinblick auf die Ablehnung der »Tax-Smoothing«-Hypothese verfügt. Abweichungen von der Nullhypothese der »Martingale«-Eigenschaft sind insbesondere im Zusammenhang mit Präsidentschaftswahlen festzustellen. Allerdings legt die verwendete Spektralanalyse das Ergebnis nahe, daß keine systematische Beziehung zwischen Steuersatzänderungen und Wahlterminen besteht [siehe Bizer und Durlauf (1990, S. 135–137)]. Stattdessen ist die »Martingale«-Eigenschaft bei der Frequenz  $\pi/4$  abzulehnen. »This result may be tentatively interpreted as saying that there is a tendency towards mean reversion across political-party administrations« [Bizer und Durlauf (1990, S. 137)]. Folglich besteht

eine starke Konzentration von Steuersatzänderungen alle acht Jahre. »The calendar dates of these deviations correspond to the two years prior to a succesful re-election bid for the presidency, and regression analysis reveals that taxes are regularly lowered at these points in time« [Bizer und Durlauf (1990, S. 125/126)].

Einen anderen Weg bei der empirischen Überprüfung des Ansatzes politischer Konjunkturzyklen in den Budgetdefiziten haben de Haan und Zelhorst (1993) gewählt. Grundlage ihrer empirischen Analyse ist die Berücksichtigung ökonomischer Variablen unter Beachtung des wohlfahrtsökonomischen »Tax-Smoothing«-Ansatzes [siehe den Modellrahmen bei Roubini und Sachs (1989a)]. Zur politökonomischen Erklärung der jährlichen Budgetdefizite der Bundesrepublik Deutschland werden Dummyvariablen im Sinne der neueren politökonomischen Modelle des politischen Konjunkturzyklusses verwendet. Die zu testende Hypothese bezieht sich damit auf systematische Unterschiede in bezug auf die Perioden vor, während und nach den Wahlen [vgl. Alesina und Sachs (1988) sowie Davidson et al. (1990)]. Die Autoren gelangen zum Ergebnis, daß nur eine recht schwache Evidenz für einen politischen Konjunkturzyklus besteht: Zwei Jahre vor den Wahlen sind die Wachstumsraten der öffentlichen Verschuldung über dem Durchschnitt. Zusätzlich berücksichtigen de Haan und Zelhorst (1993) die Überlegungen von Davidson et al. (1990), wonach die politischen Effekte der öffentlichen Verschuldung durch die historische Entwicklung des Wachstums der öffentlichen Verschuldung determiniert sind. Eine Beeinflussung der Stimmenabgabe der Wähler kann aus dieser Sichtweise heraus nur in der Situation erfolgen, in denen sich die Volkswirtschaft in der Vergangenheit einem geringen Wachstum der öffentlichen Schulden gegenüber sah. Mit diesen Modellrahmen sind keine Veränderungen der vorangegangenen empirischen Ergebnisse verbunden.

### *b) Der Einfluß der Ideologie auf die Budgetdefizite*

Eine andere Sichtweise bei den Modellen des politischen Konjunkturzyklusses unterstellt – in der »Partisan-Theory«-Tradition von Hibbs (1977) – ideologisch motivierte Parteien. Diese verfolgen ausschließlich ideologische Ziele. Hibbs (1987) unterstellt, daß die Demokratische Partei in den Vereinigten Staaten und die sozialdemokratischen Parteien in Europa der Arbeitslosigkeit gegenüber widerwilliger eingestellt sind als gegenüber der Inflation. In gleicher Richtung kann daher argumentiert werden, daß diese Parteien weniger widerstrebend in Hinblick auf die Verwendung von Budgetdefiziten sind. (Siehe auch die theoretischen Ausführungen im Abschnitt D.I.)

Laney und Willett (1983) untersuchen den Effekt der parteipolitischen Ausrichtung – unter Beachtung der Zusammensetzung – des Kongresses in den Vereinigten Staaten auf die Budgetdefizite. Die Budgetdefizite sind danach positiv vom Anteil der Demokratischen Partei an den Gesamtsitzen des Kongresses abhängig.

Die Untersuchung von Cameron (1985), die den Anteil der »Left-of-Centre«-Parteien an der Regierung berücksichtigt, bestätigt ebenfalls dieses Ergebnis. Cameron (1985) entwickelt eine Variable, die diesen Anteil folgendermaßen ermittelt: Die Gesamtzahl der Monate, in denen linke Parteien an der Regierung beteiligt sind oder innehaben, wird durch die Anzahl der Kabinettsmitglieder dividiert und mit zwölf multipliziert.

Die theoretische und empirische Analyse von Havrilesky (1987) beschäftigt sich mit der Interaktion zwischen der Zentralbank und der fiskalischen Autorität. Im Mittelpunkt steht die Vermutung, »that monetary surprises are used to compensate for adverse electoral consequences of electorally motivated fiscal (redistributive) policy« [Havrilesky (1987, S. 308)]. Die empirischen Ergebnisse lassen den Schluß zu, daß Veränderungen des Geldmengenwachstums motiviert sind durch die Umverteilungsmaßnahmen der Demokratischen Partei mittels des Haushaltes. Die Veränderung des Geldmengenwachstums kompensiert die »Disincentives«, die sich durch die Umverteilung an Individuen mit niedrigen Einkommen ergeben, indem der reale Output stimuliert werden soll.

Die empirische Untersuchung von Alesina und Sachs (1988) setzt bei den theoretischen Überlegungen des »Rational-Partisan«-Modelles von Alesina (1987) an, das darüber hinaus auch rationale Erwartungen unterstellt. Die Annahme rationaler Erwartungen impliziert, daß lediglich unerwartete Politikmaßnahmen eine Wirkung entfalten können. Unsicherheit entsteht durch die Existenz von Wahlterminen, da der Wahlausgang nicht deterministisch ist. Erwartungen hinsichtlich der relevanten makroökonomischen Variablen werden auf der Grundlage des Durchschnittes der erwarteten Politiken der beiden Parteien gebildet. Bei Politikunterschieden der Parteien sind Schocks zwingend gegeben. Die ökonometrischen Ergebnisse bestätigen die Hypothese des »Partisan«-Ansatzes in Hinblick auf die Geldpolitik. Demzufolge sind durch die Demokratische Partei geführte Administrationen eher am Output als an der Inflationsrate interessiert. (Daneben sind die Effekte am stärksten zu Beginn einer jeden neuen Administration.)

Roubini und Sachs (1989b) berücksichtigen im Rahmen ihrer Mehrländeruntersuchung der Determinanten der öffentlichen Verschuldung in Industrienationen auch den durchschnittlichen Anteil der »Left-of-Centre«-

Parteien. Danach besitzt diese politökonomische Variable das erwartete positive Vorzeichen und ist statistisch signifikant.

Haynes und Stone (1989) gehen ebenfalls im Rahmen ihrer innovativen Studie der Frage nach, inwieweit die Wahlzyklen in den untersuchten makroökonomischen Variablen im Einklang mit dem »Rational-Partisan«-Ansatz von Alesina (1987) sind. Untersuchungsgegenstand ist die Problemstellung, ob die signifikanten Wahlzyklen als Proxy für den »Partisan«-Ansatz dienen. Die Einbeziehung der entsprechenden Dummyvariablen von Alesina und Sachs (1988) hat keine Auswirkung auf die signifikanten Wahlzyklen, d. h. diese bleiben bestehen. Zusätzlich untersuchen Haynes und Stone (1989, S. 433), »whether or not the electoral patters differ by party.« Die nicht sehr aussagekräftigen Schätzungen legen die Vermutung nahe, daß die Wahlzyklen unter einer republikanischen Administration ausgeprägter sind.

Die Studie von Tabellini und La Via (1989) analysiert die zugrundeliegenden Parameter des dynamischen Spieles zwischen der monetären und der fiskalischen Autorität hinsichtlich der Festlegung der öffentlichen Verschuldung für die Vereinigten Staaten. Für ihren Untersuchungszeitraum von 1955 bis 1985 gelangen Tabellini und La Via (1989) zum Ergebnis, daß die Stabilisierung der öffentlichen Verschuldung ausschließlich von der fiskalischen Autorität vorgenommen wurde und somit keine Monetarisierung durch die monetäre Autorität erfolgte. Darüber hinaus führen Tabellini und La Via (1989, S. 22) aus: »[O]ur empirical results indicate that, contrary to some common wisdom, the conduct of monetary policy does not seem to have been constrained by the behavior of the fiscal authority.« Folglich lassen sich die theoretischen Überlegungen von Sargent und Wallace (1981) sowie McCallum (1981) zur Dominanz der Fiskalpolitik über die Geldpolitik nicht bestätigen. (Die damit verbundenen theoretischen Modellüberlegungen unterstellen für den »No-Ponzi-Game«-Fall sowie einen vorbestimmten Zeitpfad der Budgetdefizite, daß die Geldpolitik in einer Zunahme der Gleichgewichtsinflationsrate mündet.) Als Nebenprodukt dieser Analyse folgt, daß demokratische Administrationen systematisch sowohl mit einem höheren Budgetdefizit als auch mit einer höheren Basisgeldschaffung verbunden sind. Somit wird die theoretische Fundierung von Alesina (1987) sowie Hibbs (1977) bestätigt; diese beruht auf der Unterstellung, daß die politische Ausrichtung der Demokratischen Partei auf der Verfolgung einer tendenziell expansiveren Wirtschaftspolitik im Verhältnis zur Republikanischen Partei beruht. Die Verwendung der politischen Variablen von Laney und Willett (1983) hinsichtlich der Zusammensetzung des Kongresses erlangt keinen statistisch signifikanten Parameterwert. Folglich verfügt ausschließlich die Administration über einen entsprechenden

Einfluß auf die Budgetdefizite, während die parteipolitische Ausrichtung beziehungsweise Zusammensetzung der Legislative keine Wirkung ausübt.

Ein Test des »Partisan«-Ansatzes zur Erklärung der Budgetdefizite in der Bundesrepublik Deutschland wurde von de Haan und Zelhorst (1993) vorgenommen. Zu deren Erfassung wird eine Dummyvariable verwendet, die (1) den Wert eins annimmt, sofern die Sozialdemokratische Partei sich in der Opposition befindet, (2) den Wert zwei annimmt, für die Zeit der »Großen Koalition«, und (3) den Wert drei annimmt, für die Zeit der Koalition zwischen der Sozialdemokratischen Partei und der FDP. Der entsprechende Koeffizient weist allerdings keinen statistisch signifikant von null verschiedenen Wert auf. Auch die Verwendung von drei verschiedenen Dummyvariablen für die jeweiligen Regierungszeiten der drei Koalitionsregierungen ergibt keine Veränderung des Ergebnisses.

Daneben analysieren de Haan und Sturm (1994) die öffentliche Verschuldung in den Ländern der Europäischen Gemeinschaft. Als eine politökonomische Variable geht der Anteil der linken Parteien im Parlament ein. Daneben wird auch auf die Modellierung von Cameron (1985) zurückgegriffen. Beide Variable erweisen sich als statistisch nicht von null verschieden.

## **2. Machtverteilung und politische Instabilität als Determinanten der öffentlichen Verschuldung**

Eine wesentliche Rolle bei der Bestimmung der Budgetdefizite kommt der Ausgestaltung des politischen Systems zu. Die theoretische Arbeit von Roubini und Sachs (1989a, 1989b) berücksichtigt – unter Verwendung des »Tax-Smoothing«-Ansatzes – Unterschiede in den politischen Institutionen bei der Erklärung des Einsatzgrundes von Budgetdefiziten. Die damit verbundene empirische Studie steht neben einigen anderen hierauf aufbauenden Untersuchungen im Mittelpunkt des Abschnittes a). Abschnitt b) behandelt schwerpunktmäßig die Überlegungen von Grilli et al. (1991) zur politischen Stabilität, die sich einerseits in der Ableitung von politökonomischen Einflußvariablen äußert und andererseits die hieraus resultierenden Implikationen für den Einsatz der Budgetdefizite empirisch analysiert.

### *a) Die Relevanz des Regierungssystems*

Die empirische Analyse von Roubini und Sachs (1989a, 1989b) manifestiert sich in deutlichen Unterschieden hinsichtlich der Entwicklung der öf-



fentlichen Finanzen und insbesondere in bezug auf die öffentliche Verschuldung in den OECD-Ländern: Die relative Verschuldung nahm zwischen 1981 und 1985 in den Vereinigten Staaten, in Großbritannien, Finnland, Frankreich, Österreich, Japan und Norwegen um weniger als 10 Prozent zu; diese Länder sind nach Roubini und Sachs (1989a, S. 923) entweder gekennzeichnet durch ein parlamentarisches System mit einer Mehrheitspartei (Großbritannien, Österreich und Japan) oder durch eine Zweiparteienkoalition (Bundesrepublik Deutschland) oder durch ein Präsidialsystem (USA, Finnland und Frankreich). Die restlichen OECD-Länder – die untersucht wurden – konnten hinsichtlich der Beschränkung des Wachstums der relativen öffentlichen Verschuldung weniger (ausgeprägte) Erfolge aufweisen; sie sind gekennzeichnet durch ein proportionales Wahlverfahren und eine Mehrparteienkoalition. Somit können Roubini und Sachs (1989a) den »Tax-Smoothing«-Ansatz nicht bestätigen. Weitere Faktoren sind damit notwendig, um die unterschiedliche Entwicklung in den betrachteten OECD-Ländern zu erklären.

Die empirische Analyse erklärt die relativen Budgetdefizite im Rahmen einer »Semi-Reduced-Form«-Gleichung zunächst durch Einbeziehung der Überlegungen der »Tax-Smoothing«-Hypothese und durch eine politökonomische Variable (siehe auch die Ausführungen im Abschnitt C.II.1.a). Es sind daher die folgenden Variablen relevant [vgl. Roubini und Sachs (1989a, S. 921/922)]:

1. Die verzögerten relativen Budgetdefizite. Der geschätzte Koeffizient kann als Maßstab für die Persistenz angesehen werden. Ein Koeffizientenwert kleiner als eins ist zu erwarten.
2. Die Veränderung der Arbeitslosenquote. Theoretische Überlegungen legen einen positiven Wert des geschätzten Parameters nahe, da bei einer Zunahme dieser zyklischen Komponente zu erwarten ist, daß die tatsächlich realisierten staatlichen Ausgaben über ihrem permanenten Niveau liegen.
3. Die Veränderung der Wachstumsrate des Outputs. Der mit dieser Variablen verbundene Parameter sollte ein negatives Vorzeichen aufweisen.
4. Die Veränderung der Realzinsen abzüglich der Wachstumsrate multipliziert mit den verzögerten relativen öffentlichen Schulden (»Debt-Servicing-Costs«). Diese Variable sollte über einen positiven Koeffizientenwert verfügen, aufgrund einer Zunahme der Zinsverpflichtungen aus der öffentlichen Verschuldung, die kurzfristig durch erneute Schulden finanziert werden könnten.



5. Eine politökonomische Variable, durch die Unterschiede hinsichtlich der Regierungsstruktur der untersuchten OECD-Länder modelliert werden. Diese *politische Kohäsionsvariable* von Roubini und Sachs (1989a) ist als Proxyvariable für die politische Struktur anzusehen und stellt folglich eine qualitative Variable dar.<sup>51</sup>

Durch die politökonomische Variable soll der Vorstellung Rechnung getragen werden, daß Mehrparteien-Koalitionsregierungen sich steigernd auf die Budgetdefizite auswirken. Diese Ansicht ist nach Roubini und Sachs (1989a) – auf der Grundlage ihrer ökonometrischen Untersuchung – empirisch evident. Ihr diesbezügliches empirisches Ergebnis läßt sich dahingehend interpretieren, daß beispielsweise eine Minoritätsregierung ein um den Faktor drei höheres relatives Budgetdefizit realisiert als eine Einparteien-Majoritätsregierung. Hierdurch erhalten die obigen deskriptiven Ausführungen zur Entwicklung der öffentlichen Verschuldung in den betrachteten OECD-Ländern eine theoretische Fundierung, die empirisch abgesichert ist.

Eine Relativierung der Überlegungen von Roubini und Sachs (1989a) ist mit der theoretischen und empirischen Betrachtung von Edin und Ohlsson (1991) verbunden. Aufgrund einer analogen empirischen Betrachtung zu Roubini und Sachs (1989a) werden die wesentlichen Ergebnisse bestätigt, aber die Probleme einer Mehrparteienkoalition in Hinblick auf die budgetäre Disziplin eher für den Fall einer Minoritätsregierung gesehen, die sich einem starken Druck der Oppositionsparteien ausgesetzt sieht. Budgetdefizite sind tendenziell in einer Koalitionsregierung relevant, die nicht über die Mehrheit der Parlamentssitze verfügt. Damit wird von Edin und Ohlsson (1991) in erster Linie der Druck von seiten der Oppositionsparteien auf die Regierung für die schwache budgetäre Disziplin in einer Minoritätsmehrparteien-Koalition verantwortlich gemacht.

Ansatzpunkt der empirischen Analyse ist die Erklärung des jährlichen Budgetdefizites – d. h. der Veränderung der relativen öffentlichen Verschuldung – durch das verzögerte Budgetdefizit, die Veränderung der Arbeitslosenquote, die Veränderung der »Debt-Servicing-Costs« sowie die Veränderung der Wachstumsrate des Sozialproduktes. Zusätzlich wurden als politökonomische Variablen (1) eine Variable POL als Maß für die politische Kohäsion – bei Einteilung des politischen Systems der unter-

---

<sup>51</sup> Roubini und Sachs (1989a, S. 923) unterteilen die realen politischen Systeme wie folgt: (1) Parlamentarische Regierung mit einer Mehrheitspartei oder Präsidialsystem mit gleicher Partei in der Exekutive und der Legislative, (2) parlamentarisches System mit zwei Koalitionsparteien oder Präsidialsystem mit unterschiedlichen Parteien in der Exekutive und der Legislative, (3) Koalitionsregierung mit mehr als zwei Parteien und (4) Minoritätsregierung.

suchten OECD-Länder in vier Kategorien – und (2) eine Interaktionsvariable zwischen dieser ersten politökonomischen Variablen (POL) und einer post-1974 Dummyvariablen (POLD) verwendet. Insbesondere die von Roubini und Sachs (1989a, 1989b) vorgenommene Unterscheidung zwischen Mehrparteien-Regierungen und Minoritätsregierungen scheint willkürlich zu sein, da Überschneidungen in bezug auf diese beiden Klassen existieren. Aus der Sicht von Edin und Ohlsson (1991) sind mit der Interpretation der geschätzten Koeffizienten Probleme unausweichlich, da der politische Kohäsionsindex eine qualitative Variable darstellt und somit der Unterschied zwischen den verschiedenen politischen Strukturen nicht durch einen Parameter ausgedrückt werden kann. Unter Beachtung dieser Überlegungen verwenden Edin und Ohlsson (1991) daher eine leicht modifizierte Version der ursprünglichen Tests von Roubini und Sachs (1989a, 1989b). Die zu testende Hypothese bleibt allerdings erhalten; d. h. schwache Regierungen sollten weiterhin mit einem höheren Budgetdefizit einhergehen. Hinsichtlich der angesprochenen Probleme bei der Interpretation der politischen Kohäsionsvariable berücksichtigen Edin und Ohlsson (1991) für jede Kategorie der politökonomischen Variablen eigene Dummyvariablen. Die Schätzergebnisse weisen für eine Zweiparteien- und eine Dreiparteien-Majoritätsregierung statistisch nicht signifikante sowie kleine Parameterwerte auf, und nur die Dummyvariable für Minoritätsregierungen besitzt einen akzeptablen, statistisch signifikanten Wert (0,017). Die Erkenntnis ist zu ziehen, daß der von Roubini und Sachs (1989a, 1989b) geschätzte Koalitionseffekt letztendlich durch den Minoritätseffekt überlagert wurde.

Die empirische Analyse von Alesina, Cohen und Roubini (1993) verwendet den Modellrahmen des Ansatzes von Roubini und Sachs (1989a) unter Einbeziehung weiterer politökonomischer Variablen. Die Untersuchung basiert auf Jahresdaten und beruht auf dreizehn OECD-Ländern. Neben einer Variablen für das Wahljahr findet sich die politische Kohäsionsvariable von Roubini und Sachs (1989a). Zusätzliche Verwendung erfuhr eine Dummyvariable zur Erfassung von linken Regierungen. Die Regressions-schätzungen manifestieren sich in statistisch signifikanten Parameterwerten für die politökonomischen Variablen; danach sind Budgetdefizite höher in Wahljahren und in Ländern mit Mehrparteien-Regierungen. Die zusätzliche Einbeziehung einer Variablen für linksorientierte Regierungen ist mit keiner Veränderung der bisherigen Aussagen verbunden; darüber hinaus weisen linke Regierungen höhere Budgetdefizite auf. Die Analyse der öffentlichen Schulden in der Europäischen Gemeinschaft von de Haan und Sturm (1994) berücksichtigt ebenfalls die politische Kohäsionsvariable von Roubini und Sachs (1989a). Diese Variable ist für das untersuchte Länder-sample statistisch nicht von null verschieden.

*b) Determination der Budgetdefizite durch die politische Stabilität und die Regierungsform*

Die vorangegangenen empirischen Untersuchungen haben eine politökonomische Variable für die politische Struktur der Regierung berücksichtigt. Darüber hinaus scheint aber auch die Amtszeit der Regierung von besonderer Bedeutung zu sein. Eine empirische Untersuchung auf der alleinigen Basis von politökonomischen Variablen wurde von Grilli et al. (1991, S. 349–359) vorgenommen. Die Beurteilung der Auswirkungen des politischen Systems auf die öffentliche Verschuldung basiert auf der Verwendung dreier Einflußgrößen; es handelt sich hierbei um die konstitutionellen Regeln, das allgemeine Parteiensystem sowie die Art der Regierungsgewalt. In Hinblick auf die politische Ausgestaltung können die präsidentiale und die parlamentarische Demokratie unterschieden werden. Mit Grilli et al. (1991, S. 352) lassen sich eine höhere Nettoverschuldung und Primärdefizite tendenziell in repräsentativen Demokratien beobachten. In Analogie zur Untersuchung von Roubini und Sachs (1989a) ist in repräsentativen Demokratien die Anzahl der beteiligten Regierungsparteien ebenfalls eine wichtige Einflußgröße für die Budgetdefizite. Das Parteiensystem kann durch die Anzahl der Parteien im Parlament und durch die Artikulierung von Minoritätsinteressen im Parlament modelliert werden. Grilli et al. (1991, S. 354) folgern, daß in politischen Systemen mit vielen Parteien und mit extremen politischen Parteien eine höhere öffentliche Verschuldung zu erwarten ist.

Das Konzept der staatlichen Schwäche modellieren Grilli et al. (1991, S. 355) in ihrer Untersuchung durch die Art der Regierung (Mehrheits-, Koalitions- und Minoritätsregierung). Eine weitere Variable ist die durchschnittliche Regierungsdauer. Unter Verwendung dreier politökonomischer Einflußgrößen (»Majority«, »Durability« und »Stability«) werden die öffentliche Verschuldung beziehungsweise die Budgetdefizite erklärt: Durch die Variable »Majority« wird die relative Größe der Regierungspartei angegeben, durch »Durability« die durchschnittliche Regierungszeit und »Stability« stellt einen politischen Stabilitätsindex dar, der die durchschnittliche Dauer zwischen signifikanten – d. h. ideologisch relevanten – Regierungswechseln angibt. Zentrales Ergebnis ist die mangelnde fiskalische (budgetäre) Disziplin in Ländern mit einem repräsentativen parlamentarischen System sowie die hierfür verantwortliche kurze Regierungsdauer. Offen bei dieser Analyse bleibt eine Erklärung für den Umstand, daß sich repräsentative Demokratien durch eine kurze Regierungszeit (Variable »Durability«) auszeichnen. Letztendlich dürfte als wesentliche politökonomische Variable die Länge der Regierungszeit zur Erklärung der öffentlichen Verschuldung geeignet sein. Allerdings ist angesichts der vollständigen Vernachlässigung wohlfahrtsökonomischer Variablen bei der empirischen Un-

tersuchung von Grilli et al. (1991) eine entsprechende Interpretation – auch bezüglich des geringen Erklärungsgehaltes der drei verwendeten Variablen sowie der geringen Anzahl von fünfzehn Beobachtungen – äußerst willkürlich. Weiterhin verwenden Grilli et al. (1991) bei ihrer empirischen Untersuchung Durchschnittswerte für vier verschiedene Zeiträume (1950-59, 1960-69, 1970-79 sowie 1980-89) hinsichtlich der jeweils verwendeten Länder. Beobachtungen liegen somit auf aggregierter Ebene nur für die fünfzehn verwendeten Länder vor. Bei dieser Vorgehensweise werden insbesondere Variationen innerhalb der Zeiträume nicht berücksichtigt. Auch ist nicht ausgeschlossen, daß die Auswahl der Zeiträume einen Einfluß auf die Koeffizientenschätzung hat.

Die Häufigkeit der Regierungswechsel hat entsprechend der Studie von de Haan und Sturm (1994) einen Einfluß auf die öffentlichen Schulden in den Ländern der Europäischen Gemeinschaft. Anders ausgedrückt: Länder, in denen sich häufiger die Regierungen abwechseln, sind mit einer höheren öffentlichen Verschuldung versehen.

### **3. Der Einfluß von Interessengruppen und älteren Stimmbürgern**

Goff (1993) wählt zur empirischen Überprüfung der positiven Theorien der öffentlichen Verschuldung einen anderen Weg. Grundlage ist die gleichzeitige Verwendung unterschiedlicher theoretischer Ansätze: Zunächst könnten Budgetdefizite im Rahmen der antizyklischen Steuerung Verwendung finden; andere Ansätze weisen den Budgetdefiziten eine wesentliche Rolle bei der Ableitung einer optimalen Fiskalpolitik zu, während nur in einigen Studien politökonomische Motive eine Rolle spielen.

Ein Vergleich der verschiedenen Ansätze auf der theoretischen als auch auf der empirischen Ebene hat zunächst den Vorteil der Überprüfung der logischen Konsistenz der unterschiedlichen Ansätze. Darüber hinaus können auch die verschiedenen empirischen Implikationen der Ansätze zur Festlegung der Budgetdefizite miteinander verglichen und deren Bedeutung einer Evaluation unterzogen werden. (Bei dieser Vorgehensweise müßten allerdings die verschiedenen Ansätze sich jeweils als Spezialfälle eines allgemeineren Ansatzes darstellen lassen. Auf der Basis der empirischen Untersuchung stehen dann diese Ansätze im Wettbewerb miteinander.)

Goff (1993) führt drei verschiedene Ansätze zur Erklärung der Budgetdefizite an:

1. Den Keynesianischen Ansatz, wonach Budgetdefizite zur Maximierung einer gesellschaftlichen Wohlfahrtsfunktion verwendet werden, die ihrerseits negativ zur Differenz aus der aktuellen Arbeitslosenquote und der natürlichen Arbeitslosenquote in Beziehung steht. (Als Nebenbedingung findet die intertemporale Budgetbeschränkung ihre Verwendung, so daß ein Ponzi-Spiel ausgeschlossen ist.) Aus diesem Ansatz folgen zunehmende Budgetdefizite bei einer Zunahme der Differenz zwischen der aktuellen und der natürlichen Arbeitslosenquote.
2. Der »Rational-Deficit«-Ansatz auf der Basis der »Tax-Smoothing«-Hypothese. Ziel dieses Ansatzes einer optimalen Fiskalpolitik ist die Minimierung der Überschußbelastung einer verzerrenden Steuer. Danach reagieren die Budgetdefizite auf temporäre Veränderungen der staatlichen Ausgaben sowie auf temporäre Veränderungen des Outputs.
3. Der »Interest-Group«-Ansatz, wonach eigennützige Individuen Budgetdefizite zur Optimierung ihrer eigenen Nutzenfunktion verwenden, die sich von der »gesellschaftlichen« Zielfunktion unterscheidet.<sup>52</sup> Grundlage dieser Sichtweise ist ebenfalls eine Fundierung durch den Ansatz rationaler Erwartungen. »Now, though, rational policy does not imply optimal control of deficits based on maximizing social welfare, broadly defined. Instead, it implies maximization of more narrow interests of legislators and their constituents« [Goff (1993, S. 251)]. Eine politökonomische Bestimmung der Budgetdefizite durch diesen Ansatz setzt voraus, daß (1) Interessengruppen sowohl an den staatlichen Ausgaben als auch an deren Finanzierungsstruktur interessiert sind und daß (2) Individuen in der Lage sind, sich zu Interessengruppen zusammenzuschließen, die ihrerseits politischen Einfluß ausüben. Die Analyse von Shughart und Tollison (1987) identifiziert als relevante Interessengruppe ältere Stimmbürger, die ihren Kindern keine Erbschaften hinterlassen oder keine Nachfahren besitzen. Politischen Einfluß erhält diese Gruppe durch eine zunehmende »Vergreisung« der Bevölkerung. Als Hypothese folgt demnach eine Zunahme der Budgetdefizite bei einer Erhöhung des Anteiles der älteren Bevölkerung [siehe auch die theoretische Fundierung durch den Ansatz von van Velthoven und van Winden (1990)].

Nach Goff (1993) können sowohl der Keynesianische Ansatz als auch der »Tax-Smoothing«-Ansatz kurzfristige Schwankungen in den Budgetdefiziten erklären, während langfristige Trendveränderungen aus seiner Sicht nur

---

<sup>52</sup> Eine theoretische Fundierung dieser Sichtweise stammt von Crain (1987), Rowley, Shughart und Tollison (1987) sowie Shughart und Tollison (1987).

durch den »Interest-Group«-Ansatz determiniert sind. Damit dürfte letztendlich keine monokausale Erklärung der Budgetdefizite möglich sein. Die unterschiedlichen Ansätze können sich nur ergänzen, aber keine alleinige Determination liefern.

Die empirische Analyse von Goff (1993) orientiert sich an Jahresdaten von 1947 bis 1987 für den Pari-Wert der Budgetdefizite. Auf der Basis des Keynesianischen Ansatzes folgt die Arbeitslosenquote als erklärende Variable. Der »Tax-Smoothing«-Ansatz identifiziert die temporären Veränderungen der staatlichen Ausgaben und des Volkseinkommens.<sup>53</sup> Als erklärende Variable im Sinne des »Interest-Group«-Ansatzes wird der Anteil der Bevölkerung über 60 Jahre verwendet. Grundlage der empirischen Analyse von Goff (1993) ist zunächst die Untersuchung der zugrundeliegenden stochastischen Struktur der verschiedenen Variablen; hierzu erfolgt die Anwendung des Testes auf Stationarität von Dickey und Fuller (1979, 1981); Null-Hypothese ist die Nicht-Stationarität. Anschließend untersucht Goff (1993) die langfristige Beziehung zwischen den Variablen durch Tests auf Kointegration. Die empirischen Ergebnisse lassen den Schluß zu, daß lediglich der Bevölkerungsanteil der über 60-jährigen mit den Budgetdefiziten kointegriert ist und damit ein langfristiges Gleichgewicht zwischen diesen beiden Variablen existiert. Kurzfristige Veränderungen lassen sich nach Engle und Granger (1987) durch ein »Error-Correction«-Modell beschreiben. Hierzu werden die Veränderungen der Budgetdefizite durch den verzögerten Term der Budgetdefizite sowie den verzögerten Werten des Bevölkerungsanteiles und der Veränderung des Bevölkerungsanteiles erklärt. Auf der Basis dieser Ergebnisse erfolgt die Schätzung einer strukturellen Gleichung unter Verwendung eines »Error-Correction«-Modelles: Die ersten Differenzen der Budgetdefizite (aufgrund der Nichtstationarität der Budgetdefizite) werden hierbei durch die temporären staatlichen Ausgaben, das temporäre Volkseinkommen, die ersten Differenzen der Arbeitslosenquote sowie den »Error-Correction«-Term der Kointegrationsgleichung zwischen den Budgetdefiziten und dem Anteil der älteren Bevölkerung erklärt. Die Schätzung dieses Modelles ergibt statistisch signifikante Koeffizienten für alle Variablen zum Niveau von 5% bis auf die Variable der verzögerten Arbeitslosenquote. Diese Ergebnisse bestätigen nach Goff (1993) sowohl den »Interest-Group«-Ansatz (hinsichtlich der langfristigen Erklä-

---

<sup>53</sup> Goff (1993, S. 254) verweist auf den Umstand, daß temporäre Ausgaben und nicht-antizipierte Veränderungen nicht notwendigerweise zueinander äquivalent sein müssen. Temporäre und nicht-antizipierte Komponenten sind nur dann identisch, wenn »the trend from which the permanent/temporary components were computed provided forecasts of the revenue and spending series that had uncorrelated residuals. This is not the case with deficits« [Goff (1993, S. 254)].



rung der Entwicklung der Budgetdefizite) als auch den »Tax-Smoothing«-Ansatz (hinsichtlich der kurzfristigen Erklärung der Budgetdefizite).

#### **4. Institutionelle Regeln, der Handlungsspielraum der politischen Unternehmer und Budgetdefizite**

Ein wichtiger Aspekt der ökonomischen Analyse für die Erklärung des menschlichen Verhaltens ist die Relevanz von institutionellen wie konstitutionellen Regeln. Anders gewendet: Die Ausgestaltung der politischen Rahmenordnung hat einen entscheidenden Einfluß auf das Verhalten der politischen Unternehmer. Abschnitt a) wendet die Überlegungen des Medianwählermodells von Pommerehne (1978) sowie Schneider und Pommerehne (1983) auf die öffentliche Verschuldung unter Einbeziehung politökonomischer Variablen an. Abschnitt b) stellt die Auswirkungen unterschiedlicher formaler fiskalischer Regeln dar.

##### *a) Die öffentliche Verschuldung, der Medianwähleransatz und institutionelle Unterschiede*

Die Ansätze der »Constitutional-Economics«-Sichtweise gehen von der Vorstellung aus, daß die politischen Agenten auf der Basis *institutioneller Regeln* agieren (siehe die Ausführungen im Abschnitt D.II.5). Unterschiedliche Rahmenbedingungen bewirken ein verändertes Verhalten der Individuen und damit auch differierende Ergebnisse. Insbesondere die Überlegungen von Pommerehne (1978, 1990) akzentuieren den Unterschied zwischen einer direkten und einer repräsentativen Demokratie. Auf dieser Basis läßt sich mit Feld (1995, S. 13) die Hypothese aufstellen, wonach innerhalb einer direkten Demokratie im Verhältnis zu einer repräsentativen Demokratie die staatlichen Ausgaben geringer ausfallen. Sie orientieren sich beim ersten Modellrahmen an den Präferenzen des Medianwählers. Ebenso legen die theoretischen Überlegungen von Pommerehne (1978, 1990) es nahe, analog für die öffentliche Verschuldung zu folgern, daß diese in einer repräsentativen Demokratie höher ausfällt als in einer direkten Demokratie [siehe die Hypothese 2 von Feld (1995, S. 20)]; daneben dürften *formale fiskalische Restriktionen* eine dämpfende Wirkung auf die öffentliche Verschuldung ausüben.

Im Rahmen seiner empirischen Analyse der Auswirkungen *institutioneller* Unterschiede auf die öffentliche Verschuldung verwendet Feld (1995) den Medianwähler-Modellrahmen von Pommerehne (1978) und von Schneider und Pommerehne (1983). Hierzu werden die 137 größten Verwal-

tungseinheiten der Schweiz, die sich durch unterschiedliche institutionelle Regelungen (direkte Beteiligung der Stimmbürger versus repräsentative Demokratie) auszeichnen, herangezogen. Im Mittelpunkt der empirischen Untersuchung steht die Erklärung der staatlichen Ausgaben, der öffentlichen Verschuldung und der Festlegung der Budgetdefizite.

Als Einflußvariablen zur Erklärung der Höhe für Kollektivgüter – bei Aufspaltung in verschiedene Ausgabenkategorien – dienen neben dem Medianeinkommen, dem Steueranteil des Medianwählers sowie der Bevölkerungsanzahl vor allem der Anteil der jüngeren Individuen (im Alter bis zu 19 Jahren) und der Anteil der älteren Individuen (mit einem Alter über 65 Jahren). Zusätzlich geht in Anlehnung an Roubini und Sachs (1989a, 1989b) die Anzahl der Regierungsparteien in die Schätzung mit ein. Insgesamt ergibt sich im Widerspruch zu bisherigen empirischen Untersuchungen auf der Basis des Medianwählermodelles eine bessere Erklärung für die repräsentativen im Vergleich zu den direkten Demokratien. Für einige Ausgabenkategorien direkter Demokratien erweist sich der Anteil der jüngeren Individuen als statistisch signifikant. Dahingegen weist der Anteil der älteren Individuen ein statistisch signifikantes, positives Vorzeichen im Rahmen repräsentativer Demokratien auf. Zusätzlich verfügt die Anzahl der Regierungsparteien bei einigen Ausgabenkategorien über einen starken Einfluß.

Die Übertragung des traditionellen Medianwähleransatzes auf das Problem der öffentlichen Verschuldung erfolgt bei Feld (1995, S. 20) durch die nachstehende Überlegung: »The differences between direct and representative democracies determines the quantity of public goods and, by extension, the level of public expenditures. These differences also lead to differences in the level of public debt. Taxes, which burden the taxpayers with the utility equivalent of public goods they receive, may not be levied in a representative democracy framework to the same extent as compared to a direct democracy framework. This is due to the greater influence of interest groups and the extended political leeway present in representative democracies. These difficulties on the revenue side of the budget, together with a higher level of public expenditures in representative democracies, may lead to a higher level of public debt.« Die empirische Analyse basiert wiederum auf der Grundlage der 137 größten Verwaltungseinheiten der Schweiz. Zur Erfassung der institutionellen Unterschiede wird eine Dummyvariable verwendet. Diese weist den Wert null auf, sofern es sich um reine repräsentative Demokratien sowie um solche mit der Möglichkeit eines optimalen Referendums handelt; hingegen erfolgt die Zuweisung des Wertes eins, falls es sich um reine direkte Demokratien (alljährliche Zustimmung der Stimmbürger) sowie um repräsentative Demokratien mit einem obligatorischen

Referendum handelt. Ein statistischer Unterschied zwischen den beiden institutionellen Modellrahmen auf der Basis eines 95% Konfidenzniveaus existiert in Hinblick auf die *öffentliche Verschuldung*, aber nicht in bezug auf die *Budgetdefizite*.

Abschließend wendet Feld (1995) das Medianwählermodell zur Erklärung der öffentlichen Verschuldung an. Neben den traditionellen ökonomischen Variablen des Medianwählermodells (Einkommen, Steueranteil sowie Bevölkerungsanzahl) gehen wiederum die Anteile der jüngeren und der älteren Individuen als erklärende Variablen ein. Zusätzlich werden polit-ökonomische Variablen berücksichtigt (Anteil linker Parteien, die Anzahl der Regierungsparteien sowie die institutionellen Rahmenbedingungen). Die Schätzung dieses Modells für die öffentliche Verschuldung läßt den Schluß zu, daß die älteren Individuen und die institutionellen Rahmenbedingungen über einen statistisch signifikanten Einfluß mit dem erwarteten Vorzeichen verfügen. Die Einbeziehung einer Variablen zur Erfassung *formaler fiskalischer Beschränkungen* in den schweizerischen Gemeinden weist hingegen keinen statistisch signifikanten Parameterwert auf.

*b) Formale fiskalische Regeln, das Budgetverfahren  
und Budgetdefizite*

Eine umfassende Analyse der Konsequenzen unterschiedlicher Regelungen in Zusammenhang mit dem Budgetverfahren stellt v. Hagen (1991) zur Verfügung. Ansatzpunkt der Betrachtung sind die Vereinigten Staaten beziehungsweise die einzelnen Bundesstaaten. Diese weisen teilweise unterschiedliche *fiskalische* Beschränkungsregelungen in Hinblick auf die Finanzierung des Haushaltes durch Budgetdefizite auf. Untersuchungsgegenstand ist die Wirksamkeit solcher Beschränkungen. Prinzipiell existieren auf der Ebene der Bundesstaaten entweder die Anforderung nach einem ausgeglichenen Haushalt (bei Unterschieden hinsichtlich des rechtlichen Charakters und der Stringenz) oder Begrenzungen bezüglich der Höhe der öffentlichen Verschuldung. V. Hagen (1991, S. 200/201) unterscheidet fünf verschiedene Anforderungskategorien, die sich auf die Stringenz des Haushaltsausgleiches beziehen: Diese reichen von der Vorlage eines ausgeglichenen Budgets durch den Gouverneur über die Forderung der Korrektur eines Budgetdefizites im nächsten Fiskaljahr bis hin zu einem Verbot der Übernahme eines Budgetdefizites ins nächste Haushaltsjahr (»No-Deficit-Carryover«-Regel). Zusätzlich verfügen einige Bundesstaaten über prozentuale oder nominale Begrenzungen der Aufnahmemöglichkeit von Krediten durch die Regierung. In einigen Staaten existieren besondere Verfahrensanforderungen für die zusätzliche Kreditaufnahme – beispielsweise in

Form einer qualifizierten Mehrheit oder die Notwendigkeit eines öffentlichen Referendums [siehe die Darstellung bei v. Hagen (1991, S. 201/202)]. V. Hagen (1991, S. 202) vertritt die Ansicht, wonach die Verschuldungsbegrenzungen jedoch erheblich durch Umgehungsmöglichkeiten in ihrer Wirkung eingeschränkt sind: »States can bypass the debt limit by engaging in off-budget activities. For example, states can create special authorities that administer specific projects and issue the debt to finance them. Similarly, the set-up of public corporations, lease-purchase agreements and the delegation of state functions to political subsidiaries provide ways to 'non-guaranteed debt', which is not restricted by constitutional debt limits.«

V. Hagen (1991) führt sodann eine empirische Analyse der Wirksamkeit der fiskalischen Beschränkungen durch. Im Mittelpunkt stehen zwei Fragenkomplexe: (1) Weist die Existenz von Verschuldungsgrenzen im Durchschnitt eine Wirkung auf und (2) haben stringente Haushaltsausgleichsregeln einen Einfluß auf die fiskalische Disziplin? Hinsichtlich des ersten Fragenkomplexes ergeben sich keine statistisch signifikanten Unterschiede der Durchschnittswerte – sofern es sich um die Prokopfverschuldung, das Wachstum der öffentlichen Schulden sowie den prozentualen Anteil der öffentlichen Schulden am Volkseinkommen handelt. V. Hagen (1991) ist in der Lage, empirisch valide zu belegen, daß in Staaten mit Verschuldungsbegrenzungen im Durchschnitt die mit »Off-Budget«-Aktivitäten verbundenen Schulden im Verhältnis zu den offiziellen Schulden höher ausfallen als in den nicht derart beschränkten Bundesstaaten. Damit wird deutlich, daß die »Off-Budget«-Aktivitäten der Umgehung der Verschuldungsregeln dienen. In bezug auf den zweiten Fragenkomplex finden sich statistisch signifikante Unterschiede für den Fall der Prokopfverschuldung; Bundesstaaten mit geringer Stringenz haben eine höhere Prokopfverschuldung im Verhältnis zu Bundesstaaten mit einer hohen Stringenz. Wiederum erfährt die Relevanz der »Off-Budget«-Aktivitäten in Bundesstaaten mit hoher Stringenz eine Bestätigung. Mit anderen Worten, in Staaten mit hoher Stringenz hinsichtlich der Forderung nach Haushaltsausgleich wird diese zwar formal eingehalten, aber originär staatliche Aktivitäten werden aus dem offiziellen Haushalt in nicht kontrollierte Nebenhaushalte ausgelagert. Letztere verfügen über eigene Möglichkeiten der Kreditaufnahme, so daß dort massiv Schulden angehäuft werden.

Insgesamt gelangt v. Hagen (1991) zum Ergebnis, daß die *fiskalischen Beschränkungen* im Durchschnitt wenig Wirkung bezüglich der Prokopfverschuldung besitzen.<sup>54</sup> »The most significant effect of fiscal restraints

<sup>54</sup> V. Hagen (1991, S. 205–207) analysiert neben den Durchschnittswerten auch die Streuung. Danach weist der durchgeführte nicht-parametrische Test eine statistische Signifikanz der fiskalischen Regeln auf: »The nonparametric tests thus reveals that formal

is to induce governments to substitute nonrestricted for restricted debt instruments, thereby reducing the relevance and informativeness of data on government debt« [v. Hagen (1991, S. 209)]. Anders betrachtet: Die politischen Unternehmer versuchen, den *formalen fiskalischen Beschränkungen* durch Flucht aus dem Budget zu entgehen. Diese Fluchttendenz muß demnach einfließen bei der Aufstellung von Regelungen zur Beschränkung der öffentlichen Verschuldung beziehungsweise bei der Formulierung der Möglichkeiten der öffentlichen Kreditaufnahme.

Eine Analyse bezüglich der Anpassungsreaktionen infolge von Fiskalschocks stammt von Poterba (1994). Im Mittelpunkt der empirischen Untersuchung steht die Klärung der Frage, »how the *change* in spending and taxes after a deficit shock differ as a function of state fiscal institution« [Poterba (1994, S. 813)]. Ähnlich wie v. Hagen (1991) wird hinsichtlich der Modellierung der institutionellen Unterschiede auf die Stringenz der Forderung nach Haushaltsausgleich geachtet. Poterba (1994) verwendet zwei Gruppen und gelangt zur Erkenntnis, daß fiskalische Institutionen eine Auswirkung auf die kurzfristige Entwicklung der Steuereinnahmen sowie die staatlichen Ausgaben infolge eines unerwarteten Fiskalschocks besitzen. »States with relatively tight constitutional or statutory rules that make it more difficult to run deficits experience more rapid fiscal adjustment when revenues fall short of expectation or spending exceeds projections« [Poterba (1994, S. 818)].

Zentraler Gegenstand der theoretischen und empirischen Analyse von v. Hagen (1992) sind die Auswirkungen des Budgetverfahrens sowie der langfristigen fiskalischen Beschränkungen auf die fiskalische Stabilität, d. h. auf die staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter sowie die öffentliche Verschuldung. Unter einem Budgetverfahren wird laut v. Hagen (1992, S. 2) verstanden: »[T]he rules according to which budgets are drafted by a government, amended and passed by parliament, and implemented by the government.« Zentrale Hypothese des Ansatzes von v. Hagen (1992, S. 5) ist die Unterstellung, daß die Art und Weise des Budgetverfahrens einen erheblichen Einfluß auf die fiskalische Stabilität ausübt. Darüber hinaus sieht v. Hagen (1992, S. 2) das Budgetverfahren als ein »Commitment«-Instrument an, durch welches fiskalische Disziplin und Stabilität erreichbar

---

fiscal restraints significantly affect the likelihood of per capita debt, debt-income ratios in addition to merely changing debt mix...« [v. Hagen (1991, S. 207)]. Die Diskrepanz zum Test auf gleiche Durchschnittswerte erklärt v. Hagen (1991, S. 208) durch die Veränderung der Verteilungsfunktion bei Existenz von Verschuldungsbegrenzungen und hoch stringenten Haushaltsausgleichsanforderungen, die jedoch den Durchschnittswert nicht verändern.

sind.<sup>55</sup> Daneben untersucht v. Hagen (1992) den Einfluß von langfristigen Restriktionen auf die fiskalische Disziplin.

Untersuchungsobjekt sind die Staaten der Europäischen Gemeinschaft. Grundlage der empirischen Analyse des Einflusses institutioneller Rahmenbedingungen auf die fiskalische Disziplin sind die tatsächlichen Praktiken und weniger die juristischen Regelungen. Generell liegen der Untersuchung die folgenden institutionellen Arrangements zugrunde [siehe vertiefend v. Hagen (1992, S. 38–43 und 61–68)]: Regierungsebenen und deren Budgetautonomiestatus, Existenz eines mittelfristigen Planungshorizontes und Zielvariablen, Regeln der Budgeterstellung, Transparenz der Budgeterstellung, Behandlung von Nebenhaushalten, Entscheidungsprozeduren innerhalb des Kabinetts und des Parlamentes sowie Veränderungsmöglichkeiten des Budgets, Regelungen in bezug auf die Kontrolle des Budgets und letztendlich die Flexibilität des Budgets. Für seine empirische Analyse verwendet v. Hagen (1992, S. 43–47) lediglich diejenigen institutionellen Arrangements, die über eine große Streuung in der Ausgestaltung verfügen. Es verbleiben dann nur noch fünf Gruppen: Die Verhandlungsstruktur innerhalb der Regierung, die Struktur des parlamentarischen Prozesses, der Informationsstand, die Flexibilität bei der Budgetausführung sowie die langfristigen Beschränkungen. Auf der Grundlage dieser Variablen konstruiert v. Hagen (1992, S. 44–47 und 69–72) einen strukturellen Index; ein hoher Wert ist mit strengen Anforderungen verbunden, so beispielsweise mit einer starken Position des Ministerpräsidenten oder des Finanzministers, mit Budgetverhandlungen unter einer strengen globalen Restriktion in bezug auf das Budgetvolumen, einem hohen Grad an Budgettransparenz und einem Ausführungsverfahren mit geringer Flexibilität [vgl. v. Hagen (1992, S. 44)]. Daneben verwendet v. Hagen (1992, S. 47 und 73/74) einen Index für die langfristige Beschränkung; dieser beinhaltet neben der mittelfristigen Planung auch den Informationsgrad, die Änderungsmöglichkeiten durch das Parlament sowie die Flexibilität.

V. Hagen (1992, S. 53/54) gelangt im Rahmen seiner empirischen Analyse zur Erkenntnis, wonach »... a budgeting process that gives the prime minister or finance (or treasury) minister a position of strategic dominance over the spending ministers, that limits the amendment power of the parliament, and that leaves little room for changes in the budget dur-

---

<sup>55</sup> Generell kann in diesem Kontext eine *bindende Abmachung* (»Commitment«) durch unterschiedliche Mechanismen erfolgen: »It can be provided by formal guidelines determining the outcome of the budgetary process or by restricting the scope of changes participants in the bargaining process can make; it can be the result of legal restrictions on the process or of long-standing traditions which are expected, both by the participants in the budgetary process and the public, to be respected in the future« [v. Hagen (1992, S. 2 und 5)].



ing the execution process is strongly conducive to fiscal discipline, i. e., relatively small deficits and public debt.« V. Hagen (1992, S. 54) führt als Begründung für sein empirisches Ergebnis an, daß auf der einen Seite die Ressortminister (»Spending«-Minister) sich einem Druck seitens der entsprechenden Interessengruppen ausgesetzt sehen, die spezifischen Ausgaben zu erhöhen. Diese Ausgaben stiften den Interessengruppen direkt Nutzen, dahingegen werden die Ausgaben durch eine allgemeine Steuer finanziert. Damit entsteht durch die Ressortminister eine Tendenz hin zu erhöhten staatlichen Ausgaben und Budgetdefiziten. Auf der anderen Seite sehen sich nach v. Hagen (1992, S. 54) der Ministerpräsident beziehungsweise der Finanz-/Schatzminister keinem spezifischen Druck von Interessengruppen ausgesetzt, d. h. »... their decisions are more strongly guided by general economic conditions« [v. Hagen (1992, S. 54)]. Eine starke Position dieser politischen Unternehmer wirkt der Tendenz erhöhter staatlicher Ausgaben entgegen und ist dementsprechend für die fiskalische Stabilität förderlich.

Im Zusammenhang mit den langfristigen fiskalischen Beschränkungen gelangt v. Hagen (1992, S. 54) zur Erkenntnis, daß diese zwar einen positiven Einfluß auf die fiskalische Disziplin ausüben, ihre Auswirkung allerdings nicht signifikant ist. Langfristige fiskalische Restriktionen sind dann effektiv, wenn bereits das Budgetverfahren durch eine starke Position des Ministerpräsidenten oder des Finanzministers gekennzeichnet ist. Falls die »Spending«-Minister über eine zu mächtige Stellung verfügen, helfen die langfristigen Regeln nicht, die fiskalische Stabilität zu gewährleisten.

V. Hagen (1992, S. 54/55) vertritt die Ansicht, wonach insgesamt institutionelle Reformen des Budgetverfahrens ein vielversprechendes Instrument zur Erreichung der fiskalischen Stabilität darstellen. »Of course, this is not to say that institutional reform can discipline political actors who are largely unwilling to accept less spending, higher taxes, or smaller deficits. Our view is, however, that appropriate institutional reform can help governments and parliaments to materialize a newly reached consensus for greater fiscal discipline« [v. Hagen (1992, S. 54/55)].

### **5. Ergebnisse der empirischen Ansätze zur politökonomischen Modellierung der Budgetdefizite**

Die beschriebenen empirischen Studien verdeutlichen, daß sich generell politökonomische Variablen als relevant für die Erklärung der dynamischen Entwicklung der öffentlichen Verschuldung und damit für die realisierten

Budgetdefizite erwiesen haben. Auf der Basis der beschriebenen empirischen Untersuchungen, sind als relevante politökonomische Variablen zu nennen:

1. Die Wahltermine, wobei beachtet werden muß, daß diese lediglich dann eine Bedeutung erlangen, wenn die Popularität der regierenden Partei(en) kurz vor dem Wahltermin niedrig ist und die Regierung gezwungen ist, daß ihr zur Verfügung stehende wirtschaftspolitische Instrumentarium zur Machterhaltung einzusetzen.
2. Die ideologische Ausrichtung der Regierung. Tendenziell weisen linke Parteien einen Hang hin zu übermäßigen Budgetdefiziten auf. Dies ist begründet durch die Präferenzierung des Zieles der Arbeitsbeschaffung im Verhältnis zur Bekämpfung der Inflation sowie in der Überschätzung der staatlichen Allmacht und des staatlichen Wissens.
3. Die Anzahl, der an der Regierung beteiligten Parteien. Zusätzlich kommt den insgesamt am politischen Entscheidungsprozeß beteiligten Institutionen eine herausragende Bedeutung zu. Die Streuung der Macht – und damit verbunden der potentielle Wettbewerb – impliziert weniger eine Disziplinierung im Ausgabegebaren als vielmehr die Tendenz zur Realisierung des einfachen Weges, d. h. der Inkaufnahme zusätzlicher Budgetdefizite.
4. Die politische Stabilität; ausgedrückt mittels der Häufigkeit des Wechsels von Regierungen sowie der durchschnittlichen Amtsdauer einer Regierung. Ein politisches instabiles System – mit einer geringen durchschnittlichen Amtsdauer und damit häufig wechselnden Regierungen – weist tendenziell höhere Budgetdefizite auf als ein stabiles System. Die politischen Unternehmer internalisieren in instabilen Politiksystemen die Folgekosten der öffentlichen Verschuldung in einem geringeren Ausmaße.
5. Art des politischen Systems (direkte Demokratie versus repräsentative Demokratie mit optionalen oder obligatorischen Referenden) und Existenz von Begrenzungsmöglichkeiten hinsichtlich der öffentlichen Kreditaufnahme. Generell steckt der politische Ordnungsrahmen den Handlungsspielraum der politischen Unternehmer ab. Ein diskretionärer Handlungsrahmen weist einen hohen Flexibilitätsgrad auf, ist allerdings inhärent mit der Gefahr der eigennützigen Nutzung durch den politischen Unternehmer verbunden.
6. Altersspezifische Überlegungen, wonach ältere Individuen eher die zusätzliche öffentliche Verschuldung präferieren als die jüngeren Stimmbürger. Das heißt, mit zunehmendem Anteil älterer Stimmbürger

nimmt *ceteris paribus* die öffentliche Verschuldung zu.<sup>56</sup> Die älteren Individuen können als eine Interessengruppe angesehen werden.

#### IV. Zusammenfassung: Eigennützige politische Unternehmer, Restriktionen und Budgetdefizite

Der politökonomische Ansatz verwendet das ökonomische Instrumentarium zur Analyse des politischen Bereiches. Zentrale Aufgabe einer ökonomischen Analyse ist die Erklärung des menschlichen Verhaltens. Im politischen Bereich agieren auf vielfältige Art und Weise Individuen als politische Unternehmer. Diese politischen Unternehmer verfügen über Präferenzen und damit Nutzenfunktionen. Im Rahmen des politökonomischen Ansatzes wird unterstellt, daß die politischen Unternehmer das ihnen zur Verfügung stehende wirtschaftspolitische Instrumentarium zur Realisierung ihrer ureigensten Ziele verwenden. Als solche werden neben ideologischen Motiven insbesondere die Erzielung von Einkommen und vor allem die Sicherung der Macht angesehen. Prinzipiell maximieren demnach die politischen Unternehmer (genau wie die Marktteilnehmer und die Wähler) lediglich ihren eigenen Nutzen durch eine systematische Auswahl aus einem gegebenen Set von Handlungsalternativen. Budgetdefizite sind folglich ein Mittel zur Zielerreichung. Neben diesem Instrument existieren allerdings für die politischen Unternehmer noch spezielle Restriktionen. Diese manifestieren sich beispielsweise in der Verfassung, die bestimmte Anforderungen an die Verwendung von Budgetdefiziten stellt, oder an den regelmäßig stattfindenden Wettbewerb der Parteien um das Regierungsamt. Der Einsatz des wirtschaftspolitischen Instrumentariums – und damit die Verwendung von Budgetdefiziten – kann zur Linderung dieser Beschränkungen beitragen, da die amtierende Regierung(spartei) über ein temporäres Monopol in bezug auf die Instrumente verfügt.

Der politökonomische Ansatz betont bei seiner Erklärung der Budgetdefizite die zugrundeliegende Nutzenfunktion und damit die Ziele der politischen Unternehmer. Demnach stehen die Budgetdefizite weniger im Dienste der Maximierung einer gesamtgesellschaftlichen Nutzenfunktion – wie es der wohlfahrtsökonomische Ansatz unterstellt –, sondern sie dienen einzig und allein dem Wohle des politischen Unternehmers. Zentral

---

<sup>56</sup> Hierbei müssen dann aber die Überlegungen der Ricardianischen Äquivalenz vernachlässigt werden (siehe hierzu die Ausführungen im Kapitel B). Das heißt, die älteren Individuen verfügen über keine intergenerationelle Nutzenfunktion, so daß der Nutzen der Nachfahren nicht bei der Nutzenmaximierung der Elterngeneration Berücksichtigung findet.

beim politökonomischen Ansatz ist zunächst die ideologische Ausrichtung des politischen Unternehmers, welche sich auf der theoretischen Ebene in divergierenden Parteiprogrammen manifestiert, die teilweise empirisch Bestätigung dergestalt findet, daß konservative im Vergleich zu linken Regierungen der Verwendung von Budgetdefiziten abgeneigt sind. Einen wichtigen Beitrag zur Erklärung von Budgetdefiziten liefert der Wahltermin, da dieser das Monopol des Regierungsamtes beschränkt und der Wahlsieg Voraussetzung für die Ausübung der Regierungsmacht ist. Die politischen Unternehmer könnten geneigt sein, Budgetdefizite zur Machterhaltung einzusetzen. Auf der Basis rationaler Erwartungen ist allerdings kein Raum für ausgeprägte Wahlzyklen; allenfalls bei Existenz asymmetrischer Informationen mit einem Informationsvorsprung der Regierung sind diese beobachtbar. Empirisch sind politische Konjunkturzyklen dagegen kaum belegt. Prinzipiell dürften Wahltermine alleine nicht entscheidend sein, da die Popularität der Regierung(sparteien) nicht unerheblich für die Notwendigkeit des Einsatzes von Budgetdefiziten ist. Bei einem ausgeprägten Popularitätsüberschuß der Regierung ist ein machterhaltender Einsatz des wirtschaftspolitischen Instrumentariums nicht angebracht. Eng verbunden mit der ideologischen Ausrichtung sowie dem Wahltermin sind neuere Überlegungen, welche die Budgetdefizite in den Dienst einer Beschränkung einer ideologisch abweichenden Nachfolgeregierung stellen: Bei einem absehbaren Verlust des Regierungsamtes werden zusätzliche Staatsschuldverschreibungen emittiert, welche den Handlungsspielraum der nachfolgenden Regierung beschränkt, da die regulären staatlichen Einnahmen nunmehr zur Finanzierung der Zinsverpflichtungen zu verwenden sind und nicht staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter oder Transfers zugute kommen.

Generell verfügt die Ausgestaltung des politischen Systems beziehungsweise der politischen Rahmenordnung über einen Effekt auf die Budgetdefizite. Die Art des Regierungssystems – repräsentative Demokratie mit ihren unzähligen Möglichkeiten versus direkte Demokratie – hat einen nicht unerheblichen Einfluß auf die Einsatzweise von Budgetdefiziten. Prinzipiell bedingt eine Streuung der Regierungsmacht beispielsweise in einer repräsentativen Demokratie eine Zunahme der realisierten Budgetdefizite, da dieses Instrument zur Dämpfung von Konflikten zwischen den Beteiligten dient. Die Machtstreuung kann sich hierbei sowohl auf die an der Regierung beteiligten Koalitionsparteien als auch auf unterschiedliche Institutionen (zum Beispiel Parlament, Zweite Kammer, Zentralbank sowie Interessengruppen) beziehen. Empirisch ist die Relevanz dieser politökonomischen Überlegung evident. Im Vergleich zu einer repräsentativen Demokratie ist eine direkte Demokratie in bezug auf die Verwendung von Budgetdefiziten eher restriktiv, da die Stimmbürger direkt betroffen sind und sich am politischen Entscheidungsprozeß beteiligen können.

Eine besondere politische Ausgestaltung ist durch die Verfassung sowie die durch sie ermöglichte Kreditaufnahme verbunden. Aus der Sicht von Brennan und Buchanan (1985) kommt den konstitutionellen Regeln herausragende Bedeutung zu. Auf theoretischer Ebene ist eine restriktive Regelung der Verwendungsmöglichkeit von Budgetdefiziten durch die Verfassung ein wirksames Instrument, um den eigennützigen politischen Entscheidungsträgern ein Instrument zur Optimierung ihrer eigenen Ziele zu entziehen. Anders ausgedrückt: Eine großzügige Ausgestaltung in bezug auf die Einsatzmöglichkeiten von Budgetdefiziten wird von den politischen Unternehmern gern genutzt. Eine Beschränkung des Handlungsspielraumes der politischen Unternehmer ist daher durch eine entsprechende Ausgestaltung der Verfassung zu erreichen. Allerdings belegen empirische Untersuchungen, daß die politischen Unternehmer durch »Off-Budget«-Aktivitäten versuchen, den restriktiven Verfassungsregeln zu entgehen [vgl. die Untersuchungen von Poterba (1994, 1995) und v. Hagen (1991, 1992) sowie die Beschreibung der Schatten- und Nebenhaushalte in der Bundesrepublik Deutschland durch FAZ (1991) und NZZ (1993)]. Folglich ist prinzipiell mit Ausweichreaktionen zu rechnen.

Bei den betrachteten empirischen und theoretischen Ansätzen standen überwiegend politökonomische Erwägungen der politischen Unternehmer im Mittelpunkt. Die aufgeführten und beschriebenen empirischen Untersuchungen können für sich genommen auch nur einen Teil der dynamischen Entwicklung der Budgetdefizite erklären. Generell mangelt es auch an einer Vergleichbarkeit mit dem wohlfahrtsökonomisch orientierten »Tax-Smoothing«-Ansatz. Darüber hinaus kann auch die ökonometrische Vorgehensweise bei einigen politökonomischen Ansätzen kritisiert werden. Eine im Vergleich zu den empirischen Ansätzen der »Tax-Smoothing«-Hypothese adäquate Berücksichtigung der neueren Entwicklungen der Zeitreihenanalyse, die eng mit dem Ansatz rationaler Erwartungen verbunden ist, fehlt. Im folgenden Kapitel E stehen daher die beiden Ansätze zur Determination der dynamischen Entwicklung der Budgetdefizite im Wettbewerb zueinander.





## E. Ökonometrische Analyse von positiven Theorien der öffentlichen Verschuldung

Die Entwicklung der öffentlichen Verschuldung – und hiermit verbunden die der realisierten Budgetdefizite – wirft die Frage auf, welche Faktoren für diese Zunahme verantwortlich sind. In diesem Zusammenhang soll unter Bezugnahme auf die Überlegungen zu den Grenzen der öffentlichen Verschuldung unterstellt werden, daß die intertemporale Budgetbeschränkung ihre Gültigkeit besitzt und somit die politischen Entscheidungsträger nur im begrenzten Ausmaß in der Lage sind, sich am Kapitalmarkt zu verschulden. Anders ausgedrückt: Es besteht die Gefahr, daß – als Folge der sich hinter der Entwicklung der öffentlichen Verschuldung verbergenden Faktoren – der Handlungsspielraum zukünftiger Generationen erheblich einschränkt wird. Dies begründet sich durch die begrenzte Möglichkeit der Emission von Staatsschuldverschreibungen, die durch die erwartete zukünftige Steuerekapazität determiniert wird; in diesem Zusammenhang werden die zukünftigen Steuerquellen durch eine übermäßige heutige Verschuldung »verpfändet« – in dem Sinne, daß hierauf die späteren Generationen nicht mehr zurückgreifen können (vgl. die Ausführungen zur intertemporalen Budgetbeschränkung im Abschnitt B.II).

Sofern die hiermit verbundene Entwicklung *nicht* erwünscht sein sollte, müssen Veränderungen vorgenommen werden, die sich an der Zielfunktion der politischen Entscheidungsträgern orientieren. Die politischen Entscheidungsträger streben nach einer Optimierung ihrer individuellen Zielfunktion. Eine wesentliche Komponente des ökonomischen Ansatzes menschlichen Verhaltens ist die Annahme veränderbarer Restriktionen und gegebener Präferenzen. In diesem Sinne sei daher für die weitere Vorgehensweise unterstellt, daß die Präferenzen der politischen Entscheidungsträger unverändert sind und daher auch nicht Ansatzpunkt für eine Veränderung des dynamischen Prozesses sein können. Vielmehr müssen die Restriktionen einer Änderung unterliegen, damit die erwünschte Entwicklung erzielt beziehungsweise die nicht gewünschte Entwicklung verhindert werden kann. Anders gewendet: Eine Verhaltensveränderung läßt sich durch eine andere Anreizsetzung bewirken.

Insbesondere für die Bundesrepublik Deutschland scheint die aktuelle Entwicklung auf eine Situation hinzulaufen, die im erheblichen Maße als

bedrohlich empfunden wird und in Hinblick auf zukünftige Generationen als nicht erwünscht erscheint [vgl. in diesem Zusammenhang Schlesinger et al. (1993), FAZ (1996) sowie Blankart (1994c)]. Um aber Maßnahmen ergreifen zu können, die in dieser Hinsicht Abhilfe schaffen, ist zunächst den wesentlichen Ursachen für die zugrundeliegende Entwicklung nachzugehen.

In den folgenden Abschnitten soll daher auf der Grundlage der theoretischen Ausführungen der vorangegangenen Kapitel B bis D dieser Problematik nachgegangen und eine ökonometrische Analyse der Budgetdefizite vorgenommen werden. Hierzu sollen die theoretischen Überlegungen der beiden positiven Theorien der öffentlichen Verschuldung für die Bundesrepublik Deutschland eine Umsetzung erfahren; in Analogie zu den bisherigen Betrachtungen stehen hierbei verschiedene Ansätze bezüglich der Zielfunktionen – und damit der zugrundeliegenden Präferenzen – der *politischen Entscheidungsträger* im Mittelpunkt des Interesses und der empirischen Analyse:

1. Abschnitt II analysiert für die Bundesrepublik Deutschland die Überlegungen der wohlfahrtsökonomisch orientierten »Tax-Smoothing«-Hypothese. Demnach orientiert sich der *allwissende, wohlwollende Diktator* am »Gemeinwohl«, indem die Optimierung einer sozialen Wohlfahrtsfunktion angestrebt wird, die sich in der Minimierung der intertemporalen Überschußbelastung verzerrender Steuern artikuliert. Für die Determination der Budgetdefizite kommt alleine wohlfahrtsökonomischen Variablen eine Rolle zu.
2. Eine ökonometrische Analyse der Haushaltsdefizite unter Beachtung von politökonomischen Motiven der *politischen Unternehmer* steht im Mittelpunkt der Abschnitte III und IV. Die politischen Unternehmer bedienen sich des ihnen zur Verfügung stehenden wirtschaftspolitischen Instrumentariums, um ihre eigenen (persönlichen) Ziele zu erreichen, die durch ihr politisches Amt begründet sind. Die ökonometrische Umsetzung dieser Präferenz- wie Verhaltensannahme geschieht zweigeteilt:
  - (a) Zunächst erfolgt die Identifizierung relevanter politökonomischer Variablen, die der ökonometrischen Erklärung der realisierten Budgetdefizite dienen. In einer ersten empirischen Umsetzung wird unterstellt, daß sich die politischen Unternehmer ausschließlich an politökonomischen Zielen beim Einsatz von Defiziten orientieren. Einzig diese politisch-ökonomischen Variablen sollen im Abschnitt III zur Erklärung der Haushaltsdefizite beitragen.
  - (b) Daran schließt sich die Kombination der beiden vorangegangenen »reinen« Ansätze im Abschnitt IV an, indem eine Fundierung der realisierten Budgetdefizite sowohl durch die wohlfahrtsökonomi-

schen Faktoren im Sinne des »Tax-Smoothing«-Ansatzes als auch durch die Berücksichtigung politökonomischer Variablen erfolgt.

Abschnitt V beinhaltet eine zusammenfassende Beurteilung der empirischen Ansätze zur Überprüfung der verschiedenen theoretischen Modelle der positiven Theorie der Budgetdefizite. Zunächst behandelt aber Abschnitt I grundlegende Konzepte der Zeitreihenanalyse, die im Rahmen der ökonometrischen Analyse verwendet wurden.

## I. Grundlegende Konzepte der Zeitreihenanalyse

Die empirische Analyse der Erklärung der Budgetdefizite für die Bundesrepublik Deutschland beruht auf einer Untersuchung verschiedener ökonomischer Zeitreihen sowie der zwischen diesen Variablen bestehenden empirischen Beziehungen. Hierzu bedarf es einiger grundlegender Konzepte der Zeitreihenanalyse, die in diesem Abschnitt näher beschrieben werden.

Abschnitt 1 beschäftigt sich mit den zentralen Elementen der Zeitreihenanalyse, dem stochastischen Prozeß sowie der Stationaritätseigenschaft. Abschnitt 2 behandelt den Ansatz von Box und Jenkins (1970) zur Modellierung stochastischer Prozesse unter Verwendung des ARIMA-Ansatzes. Verfahren zur Überprüfung der Stationaritätsannahme sind Gegenstand von Abschnitt 3. Im Mittelpunkt von Abschnitt 4 steht das Konzept der Kointegration und Abschnitt 5 behandelt knapp den Vektorautoregressiven Ansatz (VAR).

### 1. Stochastische Prozesse, integrierte Prozesse und die Anforderung der Stationarität

Ein *stochastischer Prozeß* ist nach Schlittgen und Streitberg (1991, S. 69) eine Folge  $\{X_t\}_{t \in T}$  von Zufallsvariablen  $X_t$ , wobei der Zeitparameter  $t$  ein Element einer höchstens abzählbaren Indexmenge  $T$  ist. [Eine vertiefende Darstellung zum Konzept der linearen stochastischen Prozesse findet sich bei Caines (1988, S. 6–57).] Gegeben sei ein stochastischer Prozeß  $\{X_t\}$  mit den folgenden Eigenschaften:

$$\begin{aligned}
 \text{(E.1)} \quad E[X_t] &= \mu && \text{für } t = 1, \dots, T \\
 E[X_t^2] &\equiv \text{Var}[X_t] && \\
 &= \sigma^2 = \gamma_0 < \infty && \text{für } t = 1, \dots, T \\
 E[(X_{t-n})(X_{s-n})] &\equiv \text{Cov}[X_t X_s] && \\
 &= \gamma_{t-s} && \text{für } t, s = 1, \dots, T; s \neq t.
 \end{aligned}$$

Ein Prozeß mit den obigen Eigenschaften wird als schwach stationär (auch als kovarianz-stationär) bezeichnet.<sup>1</sup> Dieser schwach stationäre Prozeß zeichnet sich durch einen von dem Beobachtungszeitpunkt  $t$  unabhängigen Erwartungswert  $E[X_t]$  und einer zeitinvarianten Varianz  $\text{Var}[X_t]$  aus. Letztere soll darüber hinaus noch kleiner als unendlich sein. Jede der Autokovarianzen  $\gamma_{t-s} (= \text{Cov}[X_t X_s])$  hängt nur von der Differenz zwischen den Zeitpunkten  $t$  und  $s$  ab, d. h. der Differenz der Beobachtungszeitpunkte, dem Lag  $j (= t - s)$ .<sup>2</sup> Ein stochastischer Prozeß wird schwach stationär genannt, wenn er mittelwert- und kovarianzstationär ist. Ein schwach stationärer stochastischer Prozeß erfüllt alle drei obigen Bedingungen der Gleichung (E.1). (Die Bedingung der Varianzstationarität leitet sich direkt aus der Kovarianzstationarität ab.) Verschiebungen entlang der Zeitachse verändern demnach nicht die ersten Momente eines schwach stationären Prozesses. Die ersten Momente eines schwach stationären stochastischen Prozesses sind folglich zeitinvariant.<sup>3</sup>

Das Konzept der schwachen Stationarität reicht für die Betrachtung und Analyse der Beziehungen zwischen den verschiedenen Zeitreihen aus, da in den praktischen Anwendungen der Zeitreihenanalyse nur die Momente der ersten beiden Ordnungen (Erwartungswerte und Kovarianzen) von Interesse sind und geschätzt werden. In Anlehnung an die Literatur wird in diesem Zusammenhang der Begriff »stationär« nun anstelle des Ausdruckes »schwach stationär« beziehungsweise »kovarianz-stationär« verwendet.<sup>4</sup>

<sup>1</sup> Eine knappe Darstellung der Stationaritätsbedingungen findet sich bei Schlittgen und Streitberg (1991, S. 79–83), bei Granger und Newbold (1986, S. 3–5 und 9/10) und bei Hamilton (1994, S. 45/46). Hannan und Deistler (1988, S. 20–30) beschreiben ausführlich stationäre stochastische Prozesse.

<sup>2</sup> Ein schwach stationärer Prozeß weist somit endliche Varianzen und Autokovarianzen auf [vgl. Harvey (1993, S. 9–11) sowie Granger und Newbold (1986, S. 4)]. Da in der Regel nur eine einzige Realisation eines stochastischen Prozesses  $\{X_t\}$  mit einer begrenzten Anzahl  $N$  von Beobachtungen vorliegt, müssen ohne diese Beschränkung zu viele Parameter ( $N$  Erwartungswerte,  $N$  Varianzen und  $N/2$  Kovarianzen) geschätzt werden, so daß die Anzahl der Freiheitsgrade zu gering ausfällt. Daher beschränkt man die Analyse auf solche stochastischen Prozesse, die den obigen Restriktionen genügen [vgl. Schlittgen und Streitberg (1991, S. 79) sowie Granger und Newbold (1986, S. 3/4)].

<sup>3</sup> Ein stochastischer Prozeß  $\{X_t\}$  wird nach Schlittgen und Streitberg (1991, S. 83) als streng stationär bezeichnet, wenn »die gemeinsame Verteilungsfunktion jedes endlichen Systems von Zufallsvariablen  $(X_{t1}, X_{t2}, \dots, X_{tn})$  des Prozesses identisch ist mit der gemeinsamen Verteilungsfunktion des um  $s$  Zeitpunkte verschobenen Systems  $(X_{t1+s}, X_{t2+s}, \dots, X_{tn+s})$ .« Sämtliche stochastischen Merkmale bleiben somit im Zeitablauf invariant. Nur für den Spezialfall von normalverteilten Prozessen folgt aus der schwachen Stationarität bereits strenge Stationarität. Die gemeinsame Verteilung von  $n$  multivariat normalverteilten Zufallsvariablen ist bereits durch die Erwartungswerte und die Kovarianzen dieser  $n$  Zufallsvariablen bestimmt.

<sup>4</sup> In der Regel wird aber die schwache Stationarität nicht von allen stochastischen Prozessen erfüllt sein. Somit ist eine der beiden relevanten Bedingungen – Mittelwerts-

Ein Beispiel soll die Relevanz der Stationaritätsanforderung verdeutlichen. Es sei ein »Random-Walk«-Prozeß

$$(E.2) \quad x_t = x_{t-1} + \epsilon_t$$

unterstellt.  $\epsilon_t$  sei ein »White-Noise«-Prozeß für den gilt:  $E[\epsilon_t] = 0$ ,  $\text{Var}[\epsilon_t] = \sigma_\epsilon^2 < \infty$  sowie  $E[\epsilon_t \epsilon_s] = 0$  für  $t \neq s$  [vgl. Hamilton (1994, S. 47/48) sowie Granger und Newbold (1986, S. 52/53) zur Erklärung des Begriffes »White-Noise«, der sich auf Überlegungen der Spektralanalyse zurück-

---

beziehungsweise Kovarianzstationarität – verletzt. Durch eine geeignete Transformation oder Filterung der ursprünglichen Zeitreihe läßt sich in der Regel ein schwach stationärer Prozeß erhalten [vgl. Schlittgen und Streitberg (1991, S. 80–82)]. Insbesondere die Bedingung der Mittelwertsstationarität wird häufig verletzt sein, da für eine Reihe von stochastischen Prozessen ein Trend vorliegt. Hier bietet sich eine »Trendbereinigung« der ursprünglichen Zeitreihe an; auf die sich dann ergebene Zeitreihe lassen sich die Techniken der Zeitreihenanalyse – die schwach stationäre Prozesse verlangen – anwenden. Bei der ökonometrischen Analyse von Zeitreihendaten existieren in Hinblick auf integrierte – d. h. nicht-stationäre – Regressoren eine Reihe von möglichen Problemen bei Verwendung der »Ordinary-Least-Square«-Methode (OLS), die eine Verzerrung der Schätzergebnisse und eine Beeinträchtigung der üblichen kritischen Werte der t- oder F-Statistik zur Folge haben. Diese Probleme manifestieren sich in der von Yule (1926) entdeckten und von Granger und Newbold (1974) aufgegriffenen »Spurious-Regression« [siehe ebenfalls die theoretische Erklärung durch Phillips (1986) und die knappe Darstellung bei Hamilton (1994, S. 557–562)]: Danach weisen Regressionen bei der Anwesenheit von nicht-stationären Regressoren neben einem besonders hohen  $R^2$ -Wert auch einen geringen Durbin-Watson-d-Wert auf [siehe Davidson und MacKinnon (1993, S. 357–364) zur Definition dieser Teststatistik]. Auf den ersten Blick scheint die Regression aufgrund des guten »Goodness-of-Fit« brauchbar zu sein, jedoch weist ein niedriger Durbin-Watson-d-Wert auf autokorrelierte Residuen hin. In einer solchen Situation sind in der Regel die üblichen Signifikanztests in bezug auf die Regressionskoeffizienten verzerrt. Entsprechend den Untersuchungen von Granger und Newbold (1974) liegt eine Verzerrung hin zur Ablehnung der Nullhypothese einer Nicht-Beziehung und damit eine Verzerrung hin zur Akzeptanz einer »Spurious-Regression« vor [vgl. Mills (1990, S. 268) sowie vertiefend Phillips (1986) und Phillips und Durlauf (1986) zu den Konsequenzen dieser integrierten Prozesse]. Allerdings können unter bestimmten Bedingungen, die sich auf die Eigenschaften der Variablen beziehen, durchaus noch die OLS-Schätzergebnisse konsistent sein. Im Rahmen der empirischen Betrachtung von Zeitreihen sind in diesem Zusammenhang eine Reihe von Faustregel erarbeitet worden. [Siehe hierzu beispielsweise Sims et al. (1990), Stock und Watson (1988a; 1988b, S. 165/166), Park und Phillips (1988) sowie Stock (1994, S. 2758–2763).] Neuere ökonometrische Untersuchungen makroökonomischer Zeitreihen – zum Beispiel diejenigen von Plosser und Schwert (1978), Nelson und Plosser (1982), Harvey (1985) sowie Schwert (1987) – sind mit dem Ergebnis verbunden, daß die betrachteten makroökonomischen Zeitreihen meist durch einen  $\text{ARIMA}(p, 1, q)$ -Prozeß darstellbar sind (siehe zum ARIMA-Ansatz den nachfolgenden Abschnitt E.I.2). Demzufolge sind die makroökonomischen Zeitreihen integriert von der Ordnung Eins, d. h.  $I(1)$ . Der beschriebene ARIMA-Prozeß beinhaltet einen »Random-Walk-Stochastic-Trend«; dieser Prozeß ist durch einen stochastischen Trend charakterisiert [vgl. Stock und Watson (1988b, S. 150)]. Für den Fall von nicht varianzstationären Prozessen läßt sich durch eine Box-Cox-Transformation ein stationärer Prozeß erzeugen [vgl. Box und Cox (1964)].

führen läßt]. Aus dieser Gleichung (E.2) leitet sich durch Rekursion die folgende Beziehung ab:

$$(E.3) \quad \begin{aligned} x_t &= x_{t-1} + \epsilon_t = x_{t-2} + \epsilon_{t-1} + \epsilon_t = \dots \\ x_t &= \sum_{j=1}^t \epsilon_j. \end{aligned}$$

Hieraus ist unmittelbar einsichtig, daß ein »Random-Walk«-Prozeß nicht stationär ist: Zwar ist der Erwartungswert nicht vom Index  $t$  abhängig, aber die Varianz des »Random-Walk«-Prozesses hängt nunmehr vom Zeitpunkt  $t$  der Betrachtung ab:

$$(E.4) \quad E[x_t] = E\left[\sum_{j=1}^t \epsilon_j\right] = t E[\epsilon_t] = 0,$$

$$(E.5) \quad \text{Var}[x_t] = t \text{Var}[\epsilon_t] = t\sigma_\epsilon^2.$$

Für ein unendliches  $t$  tendiert die Varianz ebenfalls gegen unendlich; man erhält die Summe von unendlichen Summanden mit dem Erwartungswert null und für die Varianz des »Random-Walk« die Summe aus einer unendlichen Anzahl von Varianzen der jeweils endlichen Varianz  $\sigma_\epsilon^2$ . Während dieser Prozeß zumindest mittelwertstationär ist, kann man jedoch keine Kovarianz- beziehungsweise Varianzstationarität unterstellen, da die Varianz des »Random-Walk«-Prozesses einen unendlichen Wert annimmt. Darüber hinaus unterscheiden sich die Varianzen zu den verschiedenen Zeitpunkten. Die Varianz ist demnach nicht invariant gegenüber der Zeit.

Der nicht stationäre »Random-Walk«-Prozeß kann durch Bildung erster Differenzen in einen stationären Prozeß überführt werden. Man erhält dann den neuen stochastischen Prozeß<sup>5</sup>

$$(E.6) \quad y_t = x_t - x_{t-1} = (1 - B)x_t = \nabla x_t = \epsilon_t.$$

Dieser erfüllt wieder die Stationaritätsanforderungen: Der neue stochastische Prozeß  $y_t$  hat einen Erwartungswert von null und eine endliche und zeitinvariante Varianz beziehungsweise Kovarianz. Damit erfüllt dieser neue Prozeß die Anforderungen der schwachen Stationarität. (Dieses Resultat folgt aus dem Sachverhalt, daß der neue stochastische Prozeß  $y_t$  mit einem »White-Noise«-Prozeß identisch ist; der »White-Noise«-Prozeß ist per definitione schwach stationär).

<sup>5</sup> Für den Lag- oder Backshift-Operator  $L$  beziehungsweise  $B$  gelten die folgenden Beziehungen:  $Bx_t = B^1x_t = x_{t-1}$ ,  $B^2x_t = x_{t-2}$  und allgemein  $B^n x_t = x_{t-n}$ . Daneben gilt:  $(1 - B) = \nabla$ .

Durch Differenzieren kann aus einem nicht-stationären ein stationärer Prozeß erzeugt werden; definiert man einen stationären Prozeß  $x_t$  als einen Prozeß bei dem Differenzen der Ordnung null angewendet worden sind – kurz als  $I(0)$ -Prozeß bezeichnet – und muß man bei einem stochastischen Prozeß  $y_t$  Differenzen der Ordnung  $d$  anwenden, damit er stationär wird, dann spricht man von einem  $I(d)$ -Prozeß – d. h. der Prozeß ist integriert von der Ordnung  $d$  – und formal gilt:

$$(E.7) \quad (1 - B)^d y_t \equiv \nabla^d y_t = w_t \text{ und } w_t \text{ sei ein stationärer Prozeß.}$$

Zusammenfassend sollen die zentralen Unterschiede zwischen einem  $I(0)$ -Prozeß und einem integrierten Prozeß der Ordnung eins aufgeführt werden. Die beiden Prozesse unterscheiden sich prinzipiell voneinander [siehe Engle und Granger (1987, S. 253)]:

1.  $x_t$  sei  $I(0)$  und  $E[x_t] = 0$ . Dann folgen die Eigenschaften:
  - (a)  $\text{Var}[x_t] = \sigma^2 < \infty$ .
  - (b) Eine Innovation hat nur einen temporären Effekt.
  - (c) Es vergeht nur eine endliche Zeit bis zur Überquerung von  $x = 0$ .
  - (d) Die Autokorrelationen  $\rho_j (= \gamma_j / \gamma_0)$  nehmen exponentiell ab.
2.  $x_t$  sei  $I(1)$  und  $x_0 = 0$ . Dann ist dieser Prozeß charakterisiert durch die nachfolgenden Eigenschaften:
  - (a) Die Varianz strebt gegen unendlich, falls  $t$  gegen unendlich strebt.
  - (b) Eine Innovation hat einen permanenten Effekt auf den Wert von  $x_t$ , da  $x_t$  die Summe aller vorhergegangenen Änderungen ist.
  - (c) Es vergeht bis zur Überquerung der Zeitachse – d.h.  $x = 0$  – eine unendliche Zeit.
  - (d) Autokorrelationen  $\rho_j \rightarrow 1$  für alle  $j$ , wenn  $t$  gegen unendlich strebt.

## 2. Der ARIMA-Ansatz von Box und Jenkins (1970)

Im Rahmen der Zeitreihenanalyse sind zwei elementare Prozesse von Bedeutung [siehe Hamilton (1994, S. 43–71), Granger und Newbold (1986, S. 13–44), Harvey (1993), Pankratz (1983) sowie grundlegend Box und Jenkins (1970)]:



1. »Moving-Average«-Prozeß der Ordnung  $q$ , MA( $q$ )-Prozeß:

$$\begin{aligned}
 \text{(E.8)} \quad x_t &= \epsilon_t - b_1 \epsilon_{t-1} - \dots - b_q \epsilon_{t-q} \\
 &= (1 - b_1 B - \dots - b_q B^q) \epsilon_t = b(B) \epsilon_t.
 \end{aligned}$$

$\epsilon_t$  sei ein »White-Noise«-Prozeß mit den üblichen Anforderungen an die ersten Momente. Hinter einem MA( $q$ )-Prozeß steckt die folgende Überlegung: »Zum Zeitpunkt  $t$  wird der Zufallsschock  $\epsilon_t$  ausgelöst, der unabhängig von den Zufallsschocks zu anderen Zeitpunkten ist. Der beobachtete Wert  $x_t$  entsteht dann als gewichtetes Mittel aus gegenwärtigen und vorangegangenen Schocks« [Schlittgen und Streitberg (1991, S. 95)]. Ein MA( $q$ )-Prozeß wird als *invertierbar* bezeichnet, wenn alle Nullstellen der Gleichung

$$\text{(E.9)} \quad b(z) = 1 - b_1 z - \dots - b_q z^q = 0$$

außerhalb des Einheitskreises  $|z| = 1$  liegen [siehe in bezug auf eine ausführliche Darstellung der Invertierbarkeit Hamilton (1994, S. 64–68)]. Die Anforderung der *Invertierbarkeit* erlaubt es, eindeutig von der Korrelationsfunktion des stochastischen Prozesses auf die Modellparameter zu schließen [vgl. Schlittgen und Streitberg (1991, S. 97)].

2. Autoregressiver Prozeß der Ordnung  $p$ , AR( $p$ )-Prozeß:

$$\text{(E.10)} \quad x_t = a_1 x_{t-1} + \dots + a_p x_{t-p} + \epsilon_t.$$

Es gilt durch Umformung:

$$\begin{aligned}
 \text{(E.11)} \quad \epsilon_t &= x_t - a_1 x_{t-1} - \dots - a_p x_{t-p} \\
 &= (1 - a_1 B - \dots - a_p B^p) x_t = a(B) x_t.
 \end{aligned}$$

Ein endlicher AR( $p$ )-Prozeß läßt sich genau dann als MA( $\infty$ )-Prozeß modellieren, wenn alle Nullstellen der Gleichung

$$\text{(E.12)} \quad a(z) = 1 - a_1 z - \dots - a_p z^p = 0$$

außerhalb des Einheitskreises  $|z| = 1$  liegen.<sup>6</sup> Für diesen Fall wird der stochastische Prozeß  $X_t$  als *stationär* bezeichnet.

---

<sup>6</sup> Siehe die Darstellung bei Hamilton (1994, S. 25–42). Danach besteht Äquivalenz zwischen der Aussage, daß die Eigenwerte innerhalb des Einheitskreises liegen müssen und der Aussage, daß die Einheitswurzeln der Gleichung (E.11) beziehungsweise (E.12) außerhalb des Einheitskreises liegen müssen, damit der zugrundeliegende stochastische Prozeß stabil – d. h. stationär – ist [vgl. Hamilton (1994, S. 34)]. Das Konzept des Einheitskreises wird ebenfalls knapp bei Hamilton (1994, S. 708–711) behandelt.

Es existieren stochastische Prozesse, die sich sowohl aus AR- als auch aus MA-Komponenten zusammensetzen. Allgemein läßt sich das ARMA( $p, q$ )-Modell durch den folgenden Ausdruck charakterisieren:

$$(E.13) \quad \begin{aligned} \phi_p(B)x_t &= \theta_q(B)\epsilon_t \text{ mit} \\ \phi_p(B)x_t &\equiv (1 - \phi_1 B^1 - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p)x_t \\ \theta_q(B)\epsilon_t &\equiv (1 - \theta_1 B^1 - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q)\epsilon_t. \end{aligned}$$

Die Einbeziehung der Differenzenbildung (Integration) – d. h. der Konvention  $\nabla^d = (1 - B)^d$  – in dieses einfache Modell der Zeitreihenanalyse führt zum ARIMA( $p, d, q$ )-Modell:

$$(E.14) \quad \phi_p(B)\nabla^d x_t = \theta_q(B)\epsilon_t.$$

Die Modellierung saisonaler Komponenten läßt sich durch die Ausdrücke

$$(E.15) \quad \begin{aligned} \Phi_P(B^s)x_t &= \Theta_Q(B^s)\epsilon_t \text{ mit} \\ \Phi_P(B^s)x_t &\equiv (1 - \Phi_{1s}B^{1s} - \Phi_{2s}B^{2s} - \dots - \Phi_{Ps}B^{Ps})x_t \\ \Theta_Q(B^s)\epsilon_t &\equiv (1 - \Theta_{1s}B^{1s} - \Theta_{2s}B^{2s} - \dots - \Theta_{Qs}B^{Qs})\epsilon_t \end{aligned}$$

charakterisieren [siehe hierzu Harvey (1993, S. 134–147) sowie vertiefend Pankratz (1983, S. 265–293)]. Ebenso ist die Möglichkeit der Integration – d. h.  $\nabla_s^D = (1 - B^s)^D$  – zur saisonalen Komponente und damit die Bildung saisonaler Differenzen gegeben:

$$(E.16) \quad \Phi_P(B^s)\nabla_s^D x_t = \Theta_Q(B^s)\epsilon_t.$$

Die Kombination von saisonalen und nicht-saisonalen Komponenten artikuliert sich im folgendem Modell:

$$(E.17) \quad \phi_p(B)\Phi_P(B^s)\nabla^d\nabla_s^D x_t = \Theta_Q(B^s)\theta_q(B)\epsilon_t.$$

Ein Problem in bezug auf die Modellierung stochastischer Prozesse stellt die »Identifikation« des tatsächlichen (wahren) Modelles dar, welche lediglich auf der Basis der zur Verfügung stehenden Beobachtungen (Realisationen) erfolgen muß. Hierzu wird im Rahmen des ARIMA-Ansatzes neben der geschätzten »Autokorrelationsfunktion« (SACF) auch die »Partielle Autokorrelationsfunktion« (SPACF) verwendet.<sup>7</sup> Diese Funktionen lassen

<sup>7</sup> Zur Darstellung der Identifikation der nachstehend aufgeführten Modelle siehe die Ausführungen von Granger und Newbold (1986, S. 76–119) sowie von Pankratz (1983,

Rückschlüsse auf die zugrundeliegenden Parameter des stochastischen Prozesses zu. Auf der theoretischen Ebene sind die einzelnen stochastischen Prozesse durch die Autokorrelationsfunktion (ACF) und die partielle Autokorrelationsfunktion (PACF) charakterisiert. Ansatzpunkt ist jeweils die Autokovarianz  $\gamma_j$  von der Zeitreihe  $x_t$  zum Lag  $j$ :

$$(E.18) \quad \gamma_j = E[(x_t - \mu)(x_{t-j} - \mu)] = \text{Cov}[x_t x_{t-j}] \text{ sowie}$$

$$(E.19) \quad \gamma_0 = \text{Cov}[x_t x_t] = \text{Var}[x_t].$$

Die Autokorrelation zum Lag  $j$  ist definiert durch

$$(E.20) \quad \rho_j = \frac{\gamma_j}{\gamma_0}.$$

Als erstes wird die theoretische Autokorrelationsfunktion (ACF) betrachtet [siehe Hamilton (1994, S. 48–61) und vertiefend Pankratz (1983)].

- Unterstellt sei zunächst ein  $\text{MA}(q)$ -Prozeß, d. h.

$$(E.21) \quad x_t = \mu + \epsilon_t + \theta_1 \epsilon_{t-1} + \theta_2 \epsilon_{t-2} + \cdots + \theta_q \epsilon_{t-q}.$$

Die Varianz dieses  $\text{MA}(q)$ -Prozesses ist gegeben durch:

$$(E.22) \quad \begin{aligned} \gamma_0 &= E[x_t - \mu]^2 \\ &= E[\epsilon_t + \theta_1 \epsilon_{t-1} + \cdots + \theta_q \epsilon_{t-q}]^2. \\ &= (1 + \theta_1^2 + \theta_2^2 + \cdots + \theta_q^2) \sigma_\epsilon^2. \end{aligned}$$

Die Kovarianzen sind sodann wie folgt definiert:

$$(E.23) \quad \gamma_j = \begin{cases} (\theta_j + \theta_{j+1}\theta_1 + \cdots + \theta_q\theta_{q-j})\sigma_\epsilon^2 & \text{für } j = 1, \dots, q \\ 0 & \text{für } j > q. \end{cases}$$

---

S. 119–191 und 265–293). In bezug auf saisonale ARIMA-Modelle können analoge Aussagen getroffen werden [vgl. die Darstellung bei Box und Jenkins (1970, S. 300–333) sowie Mills (1990, S. 164–180)]. Allerdings treten bei der Identifizierung saisonaler ARIMA-Modelle zwei Probleme auf: »The PACFs of seasonal models are extremely difficult to interpret, although some headway has been made by Hamilton and Watts (1978), so conventional identification is usually based solely on the behaviour of the appropriate SACF. Furthermore, since the  $\theta(B)$  and  $\phi(B)$  polynomials must account for seasonal autocorrelation, at least one of them must be of minimum order  $s$ . This often means that the number of models which need to be considered in model selection procedures can become prohibitively large« [Mills (1990, S. 167)].

Hieraus folgen die charakteristischen Autokorrelationen für einen MA( $q$ )-Prozeß:

$$(E.24) \quad \rho_j = \begin{cases} 1 & \text{für } j = 0 \\ \frac{(\theta_j + \theta_{j+1}\theta_1 + \dots + \theta_q\theta_{q-j})\sigma_\epsilon^2}{(1 + \theta_1^2 + \theta_2^2 + \dots + \theta_q^2)\sigma_\epsilon^2} & \text{für } j = 1, \dots, q \\ 0 & \text{für } j > q. \end{cases}$$

- Ein AR( $p$ )-Prozeß sei wie folgt beschrieben [vgl. Hamilton (1994, S. 58/59)]:

$$(E.25) \quad x_t = c + \phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + \dots + \phi_p x_{t-p} + \epsilon_t.$$

Sofern dieser Prozeß stationär ist – die Nullstellen (»Roots«) der Gleichung (E.12) liegen alle außerhalb des Einheitskreises –, existiert eine kovarianz-stationäre Darstellung. Diese Darstellungsform ist die Konsequenz der fundamentalen Überlegungen von Wold (1938). Danach kann jeder kovarianz-stationäre Prozeß durch

$$(E.26) \quad x_t = \mu + \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j \epsilon_{t-j} \text{ mit } \psi_0 = 1 \text{ sowie } \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j^2 < \infty$$

ausgedrückt werden [vgl. Mills (1990, S. 67), Hamilton (1994, S. 108/109) sowie vertiefend Nerlove et al. (1979, Kapitel 2)]. Allerdings stehen zur Schätzung der Koeffizienten des unendlichen Polynoms nur endliche Beobachtungen zur Verfügung. Dementsprechend wird  $\psi(B)$  als das Verhältnis von zwei endlichen Polynomen ausgedrückt:

$$(E.27) \quad \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j B^j = \frac{\theta(B)}{\phi(B)} \equiv \frac{1 + \theta_1 B^1 + \dots + \theta_q B^q}{1 - \phi_1 B^1 - \dots - \phi_p B^p}.$$

Der Erwartungswert des obigen AR( $p$ )-Prozesses der Gleichung (E.25) ist durch

$$(E.28) \quad \mu = c + \phi_1 \mu + \phi_2 \mu + \dots + \phi_p \mu$$

gegeben. Hieraus folgt unmittelbar durch Umformung und Einsetzen:

$$(E.29) \quad \begin{aligned} x_t - \mu &= \phi_1(x_{t-1} - \mu) + \phi_2(x_{t-2} - \mu) \\ &\quad + \dots + \phi_p(x_{t-p} - \mu) + \epsilon_t. \end{aligned}$$

Die Multiplikation von beiden Seiten der Gleichung (E.29) mit  $(x_t - \mu)$  in Verbindung mit der anschließenden Anwendung des Erwartungs-

operators  $E[\cdot]$  auf die transformierte Gleichung resultiert in den nachstehenden Autokovarianzen:

$$(E.30) \quad \gamma_j = \begin{cases} \phi_1 \gamma_{j-1} + \phi_2 \gamma_{j-2} + \cdots + \phi_p \gamma_{j-p} & \text{für } j = 1, 2, \dots \\ \phi_1 \gamma_1 + \phi_2 \gamma_2 + \cdots + \phi_p \gamma_p + \sigma_\epsilon^2 & \text{für } j = 0. \end{cases}$$

Durch Division mit der Varianz  $\gamma_0$  folgt sodann für die Autokorrelationen:

$$(E.31) \quad \rho_j = \begin{cases} \phi_1 \rho_{j-1} + \phi_2 \rho_{j-2} + \cdots + \phi_p \rho_{j-p} & \text{für } j = 1, 2, 3, \dots \\ 1 & \text{für } j = 0. \end{cases}$$

- Der gemischte ARMA-Prozeß kann unter Verwendung der beiden oben dargestellten Prozesse ebenfalls analysiert werden [vgl. Hamilton (1994, S. 59–61)].<sup>8</sup> Allerdings gestaltet sich die Ableitung der Autokorrelationsfunktion bedeutend schwieriger als bei den beiden vorangegangenen Modellen. Daher sei als Beispiel nur der ARMA(1, 1)-Prozeß betrachtet. Dieser ist wie folgt definiert:

$$(E.32) \quad x_t - \phi x_{t-1} = \epsilon_t - \theta \epsilon_{t-1}.$$

Die Autokovarianzen sind definiert durch:

$$(E.33) \quad \gamma_0 = \frac{1 + \theta^2 - 2\phi\theta}{1 - \phi^2} \sigma_\epsilon^2,$$

$$(E.34) \quad \gamma_1 = \frac{(1 - \phi\theta)(\phi - \theta)}{1 - \phi^2} \sigma_\epsilon^2,$$

$$(E.35) \quad \gamma_j = \phi \gamma_{j-1}.$$

Hieraus resultieren die Autokorrelationen für den ARMA(1, 1)-Prozeß:

$$(E.36) \quad \rho_k = \begin{cases} \frac{(1 - \phi\theta)(\phi - \theta)}{1 + \theta^2 - 2\phi\theta} & \text{für } k = 1, \\ \phi \rho_{k-1} & \text{für } k > 1. \end{cases}$$

Die unterschiedlichen Modelle weisen charakteristische Ausprägungen in bezug auf die theoretische Autokorrelationsfunktion auf:

- Die Autokorrelationsfunktion eines MA( $q$ )-Prozesses verschwindet für die Lags  $j > q$ .

---

<sup>8</sup> In den ARMA-Modellen manifestiert sich der »Grundsatz der Sparsamkeit«, wonach eine möglichst geringe Anzahl von Parametern angepaßt werden soll [siehe Box und Jenkins (1970, S. 17) sowie Harvey (1993, S. 3 und 73)]. Eine Analogie zur Konvexität in der ökonomischen Theorie ist nicht zu leugnen.

- Diejenige eines AR( $p$ )-Prozesses klingt je nach der Parameterkonstellation entweder exponentiell oder alternierend ab.
- Die Autokorrelationsfunktion eines ARMA( $p, q$ )-Prozesses folgt für  $j > q$  demselben Muster wie bei einem AR( $p$ )-Prozeß. Die ersten  $q$  Startwerte  $\rho_0, \rho_1, \dots, \rho_q$  werden hingegen durch den MA-Term beeinflusst.

Allgemein ist die Varianz-Kovarianz-Matrix eines stationären Prozesses definiert durch:

$$\begin{aligned}
 \text{(E.37)} \quad \Gamma &= \begin{pmatrix} \gamma_0 & \gamma_1 & \gamma_2 & \gamma_{n-1} \\ \gamma_1 & \gamma_0 & \gamma_1 & \gamma_{n-1} \\ \gamma_2 & \gamma_1 & \gamma_0 & \gamma_{n-1} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \gamma_{n-1} & \gamma_{n-2} & \gamma_{n-3} & \gamma_0 \end{pmatrix} \\
 &= \begin{pmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 & \rho_{n-1} \\ \rho_1 & 1 & \rho_1 & \rho_{n-2} \\ \rho_2 & \rho_1 & 1 & \rho_{n-3} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \rho_{n-1} & \rho_{n-2} & \rho_{n-3} & 1 \end{pmatrix} \sigma_x^2 \\
 &= \mathbf{P}_n \sigma_x^2.
 \end{aligned}$$

In der Regel wird zur Modellbeschreibung und -identifikation neben der Autokorrelationsfunktion (ACF) auch noch die partielle Autokorrelationsfunktion (PACF) verwendet [siehe Hamilton (1994, S. 111/112)]. Diese ist durch die folgende Überlegung motiviert: »[I]n general, the correlation between two random variables is often due to both variables being correlated with a third variable. In the context of time series, a large portion of the correlation between  $x_t$  and  $x_{t-k}$  can be due to the correlation these variables have with the intervening lags  $x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_{t-k+1}$ . To adjust for this correlation, the *partial autocorrelation* may be calculated« [Mills (1990, S. 78)]. Die partielle Autokorrelation zum Lag  $k$  ist bestimmt durch den »Partial-Regression«-Koeffizienten  $\phi_{kk}$  in der Autoregression mit der Ordnung  $k$ :

$$\text{(E.38)} \quad x_t = \phi_{k1}x_{t-1} + \phi_{k2}x_{t-2} + \dots + \phi_{kk}x_{t-k} + \epsilon_t.$$

Diese Koeffizienten sind recht einfach durch Berücksichtigung der obigen Varianz-Kovarianz-Matrix berechenbar. Darüber hinaus können die ersten  $p$  Gleichungen in (E.31) herangezogen werden, die als Yule-Walker-

Gleichungen bekannt sind [vgl. Mills (1990, S. 77)]. Sie lassen sich durch den Zusammenhang

$$(E.39) \quad \begin{pmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 & \dots & \rho_{n-1} \\ \rho_1 & 1 & \rho_1 & \dots & \rho_{n-2} \\ \rho_2 & \rho_1 & 1 & \dots & \rho_{n-3} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{n-1} & \rho_{n-2} & \rho_{n-3} & \dots & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \phi_{k1} \\ \phi_{k2} \\ \phi_{k3} \\ \vdots \\ \phi_{kk} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \rho_1 \\ \rho_2 \\ \rho_3 \\ \vdots \\ \rho_k \end{pmatrix}$$

ausdrücken [vgl. Box und Jenkins (1970, S. 64/65)]. Die Lösung dieses Gleichungssystems für  $k = 1, 2, 3, \dots$  resultiert in den Werten  $\phi_{kk}$ . Diese Werte konstituieren die partielle Autokorrelationsfunktion (PACF). Die Koeffizienten  $\phi_{kk}$  sind unter Verwendung der Yule-Walker-Gleichungen (E.39) erhältlich durch Anwendung der Cramerschen Regel:

$$(E.40) \quad \phi_{kk} = \frac{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 & \dots & \rho_{n-1} \\ \rho_1 & 1 & \rho_1 & \dots & \rho_{n-2} \\ \rho_2 & \rho_1 & 1 & \dots & \rho_{n-3} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{n-1} & \rho_{n-2} & \rho_{n-3} & \dots & 1 \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 & \dots & \rho_{n-1} \\ \rho_1 & 1 & \rho_1 & \dots & \rho_{n-2} \\ \rho_2 & \rho_1 & 1 & \dots & \rho_{n-3} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{n-1} & \rho_{n-2} & \rho_{n-3} & \dots & 1 \end{vmatrix}}.$$

Die sich hieraus konstituierende Funktion kann ebenfalls zur Modellbeschreibung und -identifikation verwendet werden:

- Für einen autoregressiven Prozeß der Ordnung  $p$  ist die partielle Autokorrelation  $\phi_{kk}$  größer als null für  $k$  kleiner oder gleich  $p$  und null für  $k$  größer als  $p$ .
- Für einen »Moving-Average«-Prozeß stellen sich eine unendlich gedämpfte Exponentialfunktion oder Sinuswellen ein.

Die Autokorrelationsfunktion eines nicht-stationären Prozesses ist durch relativ langsam abklingende Werte gekennzeichnet [vgl. Mills (1990, S. 92–



103) sowie Box und Jenkins (1970, S. 85–125)]. Zur Veranschaulichung sei ein »Random-Walk-with-Drift«-Prozeß unterstellt:

$$(E.41) \quad x_t = x_{t-1} + \theta_0 + \epsilon_t = x_0 + t\theta_0 + \sum_{i=0}^t \epsilon_{t-i}.$$

Für diesen Prozeß folgen als charakteristische Merkmale:

$$(E.42) \quad \begin{aligned} E[x_t] &= x_0 + t\theta_0, \\ \text{Var}[x_t] &= \gamma_0 = t\sigma_\epsilon^2, \\ \text{Cov}[x_t x_{t-j}] &= \gamma_j = (t-j)\sigma_\epsilon^2. \end{aligned}$$

Die Autokorrelation dieses »Random-Walk-with-Drift«-Prozesses ist durch

$$(E.43) \quad \rho_j = \frac{(t-j)\sigma_\epsilon^2}{t\sigma_\epsilon^2} = 1 - \frac{j}{t}$$

gegeben. Sofern  $t$  gegenüber  $j$  hinreichend groß sein sollte, ist die Autokorrelation approximativ eins.

### 3. Überprüfung der Stationaritätsannahme unter Verwendung von Tests auf Einheitswurzeln

Allgemein lassen sich die ARIMA-Modelle durch den folgenden funktionalen Zusammenhang ausdrücken:

$$(E.44) \quad \phi(B)\nabla^d x_t = \theta_0 + \theta(B)\epsilon_t.$$

Regelmäßig besteht das Problem eines angemessenen Grades des Differenzierens der Originalzeitreihe  $x_t$ , d. h. der Bestimmung des Wertes von  $d$ . Folglich existiert somit die Notwendigkeit eines Testes auf eine oder mehrere Einheitswurzeln. Hinsichtlich der Überprüfung der Zeitreihen auf Stationarität beziehungsweise auf eine Einheitswurzel (»Unit-Root«) sind eine Vielzahl von Verfahren entwickelt worden. Hier sollen diejenigen beschrieben werden, die sich im Rahmen der empirischen Analysen als besonders robust erwiesen haben. Zu nennen sind beispielsweise der ADF- oder der DF-Test von Dickey und Fuller (1979, 1981) sowie Fuller (1976) und der nicht-parametrische Ansatz von Phillips und Perron (1988) sowie Phillips (1987a; 1987b). [Siehe die Betrachtungen bei Campbell und Perron (1991) sowie Stock (1994, S. 2763–2785) zu den oben genannten sowie weiteren Verfahren zum Test auf eine Einheitswurzel.] Darüber hinaus verfügen in der Regel die Zeitreihen über eine saisonale Struktur, die »Unit-Roots« zur Folge haben können. Abschnitt a) beschäftigt sich mit »Unit-Root«-Tests

auf reale Einheitswurzeln, während Abschnitt b) die Besonderheiten von komplexen (saisonalen) Einheitswurzeln behandelt.

### a) Tests auf reale Einheitswurzeln

Eine Vielzahl von ökonometrischen Untersuchungen gelangt zur Erkenntnis, daß viele ökonomische Zeitreihen einen aufwärts gerichteten Trend aufweisen (siehe die Ausführungen in der Fußnote 4). Diese statistische Eigenschaft ist nicht mit der Stationaritätsanforderung kompatibel [siehe Davidson und MacKinnon (1993, S. 669–673 und 700)]. Prinzipiell stehen zwei Möglichkeiten zur Verfügung, eine Einhaltung der ökonometrischen Standard-Annahmen zu sichern: (1) die Bereinigung der Zeitreihe um einen deterministischen Trend oder (2) die Differenzierung der Originalzeitreihe. Generell sind diese beiden Maßnahmen mit unterschiedlichen Anforderungen verbunden [vgl. die Ausführungen von Mills (1990, S. 201/202) und die vertiefenden Darstellungen von Nelson und Kang (1981, 1984) sowie von Plosser und Schwert (1977, 1978)].

Eine Trendbereinigung einer Zeitreihe  $y_t$  ist angemessen, sofern diese trendstationär sein sollte, d. h. sich der zugrundeliegende »Data-Generating-Process« (für den einfachsten Fall) durch den folgenden funktionalen Zusammenhang beschreiben läßt:

$$(E.45) \quad y_t = \gamma_0 + \gamma_1 TT + u_t \text{ mit } TT: \text{Zeittrend.}$$

Hingegen ist eine Differenzierung der Zeitreihe  $y_t$  angebracht, sofern der zugrundeliegende »Data-Generating-Process« durch

$$(E.46) \quad y_t = \gamma_1 + y_{t-1} + u_t$$

beschrieben werden kann. [In diesem Fall verfügt die Zeitreihe über einen stochastischen Trend. Siehe hierzu die Überlegungen von Stock und Watson (1988b).] Die Auswahl zwischen diesen beiden unterschiedlichen Modellen ist eng mit einem Test auf Einheitswurzeln verbunden [siehe Davidson und MacKinnon (1993, S. 700–702)]. Beide Modelle lassen sich durch ein allgemeineres Modell zusammenfassen:

$$(E.47) \quad \Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 TT + (\alpha - 1)y_{t-1} + u_t.$$

Falls  $\alpha < 1$ , ist (E.47) äquivalent zum Modell (E.45), und falls  $\alpha = 1$ , ist dieses allgemeine Modell äquivalent zum Modell (E.46). Ein entsprechender Test beruht auf der Nullhypothese, daß der stochastische Prozeß,

welcher die Zeitreihe  $y_t$  erzeugt, eine Einheitswurzel enthält [vgl. Davidson und MacKinnon (1993, S. 701)].

Zur Überprüfung der Stationaritätseigenschaft von Zeitreihen existieren eine Reihe von Testverfahren. An dieser Stelle seien lediglich einige genannt [siehe vertiefend Campbell und Perron (1991), Stock (1994) sowie Hamilton (1994)]:

- »Dickey-Fuller«-Test (DF-Test). Dieser Test stellt eine sehr einfache Möglichkeit der Überprüfung dar. Generell existieren in diesem Zusammenhang verschiedene potentielle Regressionsgleichungen, die sich durch Einbeziehung einer Konstanten  $\beta_0$  oder eines Zeittrends  $TT$  voneinander unterscheiden [vgl. Davidson und MacKinnon (1993, S. 701/702) sowie vertiefend Dickey, Bell und Miller (1986)]:

$$(E.48) \quad \Delta y_t = (\alpha - 1)y_{t-1} + u_t,$$

$$(E.49) \quad \Delta y_t = \beta_0 + (\alpha - 1)y_{t-1} + u_t \text{ sowie}$$

$$(E.50) \quad \Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 TT + (\alpha - 1)y_{t-1} + u_t.$$

Als wahres Modell, welches die Nullhypothese konstituiert, wird entweder ein »Random-Walk«-Prozeß

$$(E.51) \quad y_t = y_{t-1} + u_t$$

oder ein »Random-Walk-with-Drift«-Prozeß

$$(E.52) \quad y_t = \beta_0 + y_{t-1} + u_t$$

unterstellt. Die zu testenden Hypothesen in bezug auf die Einheitswurzel lauten demnach:

- Nullhypothese  $H_0: \alpha = 1$ ,
- Alternativhypothese  $H_1: \alpha < 0$ .

Hierbei spricht die Nullhypothese für die Anwesenheit einer »Unit-Root«. Die »One-Sided-Test-Statistic« basiert auf der traditionellen Student t-Statistik (siehe auch die ausführliche Darstellung im Abschnitt E.II.2.b.bb). Hinsichtlich einer Testentscheidung können als kritischen Werte allerdings nicht die üblichen Werte der t-Verteilung verwendet werden. Eine modifizierte Version der t-Verteilung wurde von Fuller (1976) zur Verfügung gestellt; die diesbezüglichen Tabellen finden sich bei Fuller (1976, S. 373): Je nach Regressionsgleichung (Konstante und Zeittrend, nur Konstante, keine deterministische Variable) stellen sich unterschiedliche Verteilungen und damit kritische Werte ein

[siehe insbesondere auch die Zusammenstellung bei Hamilton (1994)]. In Hinblick auf die obigen Hypothesen ergeben sich – aufgrund der Werte aus der linken Seite der Verteilung von Fuller (1976) – negative kritische Werte, wobei zu geringe (absolute) realisierte t-Werte im Vergleich zu den kritischen Werte keine Ablehnung der Nullhypothese einer Einheitswurzel erlauben. (Bei einer Testentscheidung werden die realisierten t-Werte des Koeffizienten  $\alpha$  mit den entsprechenden kritischen Werte der Fullerschen Verteilung verglichen. Sind die realisierten t-Werte größer als die kritischen Werte – d. h. absolut kleiner als die kritischen Werte –, dann kann die Nullhypothese der Anwesenheit einer Einheitswurzel nicht abgelehnt werden.)

Der DF-Test von Dickey und Fuller (1979, 1981) unterstellt in bezug auf die Residuen, daß diese identisch und unabhängig voneinander verteilt sind [vgl. auch Davidson und MacKinnon (1993, S. 710)]. Diese Annahme in Hinblick auf die Verteilung der Residuen wird oft als zu restriktiv angesehen. Eine theoretische Behandlung einer allgemeineren Struktur in bezug auf die Residuen findet sich bei Hamilton (1994, S. 504–506) sowie bei Davidson und MacKinnon (1993, S. 705–710). Es existieren Verfahren, welche weniger restriktive Annahmen über die Residuen erfordern; diese werden nachfolgend behandelt.

- »Augmented-Dickey-Fuller«-Test (ADF-Test). Eine äußerst einfache Klasse von »Unit-Root«-Tests, welche korrelierte Residuen einer unbekannten Form berücksichtigen, stellen modifizierte Versionen des Dickey-Fuller-Tests dar. Dieser ADF-Test wurde zunächst von Dickey und Fuller (1979) unter der Annahme aufgestellt, daß die Residuen einem AR-Prozeß bekannter Ordnung folgen; Said und Dickey (1984) sowie Phillips und Perron (1988) haben gezeigt, das dieser Test unter weniger restriktiven Annahmen asymptotisch gültig ist. Der ADF-Test läßt sich vereinfacht durch die Regressionsgleichung

$$(E.53) \quad \Delta x_t = \mathbf{X}_t \beta + (\alpha - 1)x_{t-1} + u_t$$

ausdrücken, wobei  $\mathbf{X}_t$  einen Set von nicht-stochastischen Regressoren abbildet. Dieser besteht beispielsweise aus einer Konstanten oder einer Konstanten und einem Zeittrend [siehe Davidson und MacKinnon (1993, S. 711)]. Folgt beispielsweise der Fehlerterm in der Gleichung (E.53) einem stationären AR(1)-Prozeß – d. h.  $u_t = \psi u_{t-1} + \epsilon_t$ , dann verändert sich diese Gleichung zu [vgl. Davidson und MacKinnon (1993, S. 711)]:

$$(E.54) \quad \begin{aligned} \Delta x_t &= \mathbf{X}_t \beta - \psi \mathbf{X}_{t-1} \beta + (\psi + \alpha - 1)x_{t-1} - \alpha \psi x_{t-2} + \epsilon_t \\ &= \mathbf{X}_t \beta^* + (\alpha - 1)(1 - \psi)x_{t-1} + \alpha \psi \Delta x_{t-1} + \epsilon_t. \end{aligned}$$

Dementsprechend ist die Regressionsgleichung (E.54) durch einen zusätzlichen Regressor  $\Delta x_{t-1}$  charakterisiert. Sollte der Fehlerterm einem  $AR(p)$ -Prozeß folgen, sind folglich  $p$  zusätzliche Regressoren  $\Delta x_{t-1}, \Delta x_{t-2}$  bis  $\Delta x_{t-p}$  zu berücksichtigen. Somit kann folgendes festgehalten werden. Gegeben sei wiederum eine Zeitreihe  $y_t$ , die hinsichtlich einer Einheitswurzel (»Unit-Root«) überprüft werden soll. Hierzu verwenden Fuller (1976) und Dickey und Fuller (1979, 1981) die folgenden Autoregressionen, die sich durch die Einbeziehung deterministischer Variablen voneinander unterscheiden:

$$(E.55) \quad \Delta y_t = (\alpha - 1)y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta y_{t-j} + u_t.$$

$$(E.56) \quad \Delta y_t = \beta_0 + (\alpha - 1)y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta y_{t-j} + u_t.$$

$$(E.57) \quad \Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 TT + (\alpha - 1)y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta y_{t-j} + u_t.$$

Die Nullhypothese beinhaltet wiederum die Anwesenheit einer Einheitswurzel; das unter der Nullhypothese unterstellte wahre Modell ist durch einen »Random-Walk«-Prozeß oder einen »Random-Walk-with-Drift«-Prozeß charakterisiert. Eine zentrale Bedeutung bei diesem ADF-Test kommt der Wahl des Parameters  $p$  zu: Dieser muß hinreichend groß sein, damit die Residuen  $u_t$  durch einen »White-Noise«-Prozeß approximiert werden können. Wird allerdings ein zu großer Wert für  $p$  verwendet, reduziert sich die Aussagekraft des Testes.

- Phillips (1987a, 1987b) sowie Phillips und Perron (1988) verwenden einen nicht-parametrischen Test auf Einheitswurzeln, der hinsichtlich der Annahmen bezüglich des den Residuen  $u_t$  zugrundeliegenden Prozesses weniger restriktiv ist als beispielsweise der DF- und der ADF-Test [vgl. auch die Ausführungen von Hamilton (1994, S. 506-513) sowie von Davidson und MacKinnon (1993, S. 712/713)]. Unterstellt sei eine Zeitreihe  $y_t$ . Dann ergibt sich folgende Regressionsgleichung für den Fall der Einbeziehung einer deterministischen Konstante

$$(E.58) \quad \Delta y_t = \beta_0 + (\alpha - 1)y_{t-1} + u_t,$$

wobei die Residuen  $u_t$  sowohl autokorreliert als auch heteroskedastisch sein können. Allerdings kann nicht länger die t-Teststatistik, die beispielsweise dem DF- und dem ADF-Test zugrundeliegt, verwendet werden. Stattdessen muß eine  $Z_{t\mu}^{PP}$ -Statistik ermittelt werden, welche die allgemeineren Annahmen in Hinblick auf die Residuen erfaßt [siehe

hierzu auch Schwert (1987) und Mills (1990, S. 128/129) sowie die Ausführungen im Abschnitt E.II.2.b.bb]:

$$(E.59) \quad Z_{t\mu}^{PP} = \tau_{\mu} \frac{\sigma_u}{\sigma_{\tau\mu}} - \frac{\frac{1}{2}(\sigma_{\tau\mu}^2 - \sigma_u^2)}{\sqrt{(\sigma_{\tau\mu}^2 T^{-1/2} \sum_{t=2}^T (y_{t-1} - \bar{y}_{-1}))}}$$

mit  $\sigma_u^2$  als der »Sample-Variance« von  $u_t$ , sowie

$$(E.60) \quad \begin{aligned} \bar{y}_{-1} &= \sum_{t=1}^{T-1} y_t, \\ \sigma_{\tau\mu}^2 &= T^{-1} \sum_{t=1}^T u_t^2 + 2T^{-1} \sum_{j=1}^l \omega_{jl} \sum_{t=j+1}^T u_t u_{t-j}, \\ \omega_{jl} &= 1 - \frac{j}{l+1}, \text{ soda\ss } \sigma_{\tau\mu}^2 > 0 \text{ und} \\ l &= \text{INT} \left[ 4 \left( \frac{T}{100} \right)^{\frac{1}{4}} \right] \text{ oder } \text{INT} \left[ 12 \left( \frac{T}{100} \right)^{\frac{1}{4}} \right]. \end{aligned}$$

Für das Testen von Hypothesen ist regelmäßig die »Performance« der Verfahren von Relevanz. Insbesondere bei einer geringen Anzahl von Beobachtungen sind Verzerrungen denkbar, die in einer falschen Entscheidung münden. Aus diesem Grunde werden Monte-Carlo-Untersuchungen durchgeführt, die einen Aufschluß über den Aussagegehalt der unterschiedlichen Testverfahren geben [siehe den Überblick bei Stock (1994, S. 2777-2783) zu den »Unit-Root«-Tests].

Schwert (1989) gelangt im Rahmen seiner Monte-Carlo-Studie zum Ergebnis, daß die zugrundeliegende Struktur des stochastischen Prozesses der untersuchten Variable relevant für die Verwendung der Testverfahren ist. Im Zusammenhang mit der parametrischen Überprüfung der Stationaritätsannahme der Zeitreihenanalyse ist in Hinblick auf die verschiedenen Tests eine Tendenz zur Ablehnung der Nullhypothese – Existenz einer Einheitswurzel (»Unit-Root«) und damit Nichtstationarität – zu vermerken. Insbesondere sollte nach Schwert (1989) immer die Struktur des der Zeitreihe tatsächlich zugrundeliegenden stochastischen Prozesses berücksichtigt werden. Die von Fuller (1976) und Dickey und Fuller (1979, 1981) entwickelten AD- beziehungsweise ADF-Tests haben ihre »Gültigkeit« hinsichtlich des Auffindens einer Einheitswurzel (»Unit-Root«) nur, falls der zugrundeliegende stochastische Prozeß durch einen AR-Prozeß charakterisiert ist. Liegt dem stochastischen Prozeß jedoch eine nicht unbeträchtliche Anzahl von MA-Komponenten zugrunde, dann kann es zu einer Verzerrung der kritischen Werte kommen, d. h. der AD- beziehungs-

weise der ADF-Test verliert seine Effektivität. [Siehe hierzu die Monte-Carlo-Simulationsstudie von Schwert (1989). Bei seiner Untersuchung eines bestimmten ARIMA( $p, d, q$ )-Prozesses stellten sich bei kleinen und bei großen Datensamples übermäßig häufige »Fehlurteile« ein.] Auch der neuere Test von Phillips (1987a, 1987b) sowie Phillips und Perron (1988) – der hinsichtlich der Anforderungen an die Eigenschaften des Fehlertermes  $u_t$  weniger stringent ist, da beispielsweise auch heteroskedastische Strukturen zugelassen sind – kann teilweise die Mängel des AD- und ADF-Tests nicht beseitigen. Diese Mängel führen zu verzerrten kritischen Werten, so daß die entsprechenden Entscheidungen nicht mehr gültig sind [vgl. Haug (1991) und Schwert (1989)].

Hamilton (1994, S. 444/445) weist in diesem Zusammenhang auf den Sachverhalt hin, daß auf der Basis eines endlichen Datensatzes eine eindeutige Aussage in bezug auf die Anwesenheit einer Einheitswurzel letztendlich nicht möglich ist [vgl. hierzu Cochrane (1991), Christiano und Eichenbaum (1990) sowie Stock (1990)]. So existiert für jeden »Unit-Root«-Prozeß »... a stationary process that will be impossible to distinguish from the unit root representation for any given sample size  $T$ « [Hamilton (1994, S. 445)]. Hamilton (1994, S. 516) zieht den Schluß, wonach »... the goal of unit root tests is to find a parsimonious representation that gives reasonable approximation to the true process, as opposed to determining whether or not the true process is literally  $I(1)$ .«

#### *b) Die saisonale Struktur von Zeitreihen und komplexe saisonale Einheitswurzeln*

Die Betrachtung wäre unvollständig ohne Berücksichtigung der saisonalen Eigenschaften der Zeitreihen. Saisonale Variationen erfreuen sich einer langen Tradition, die bis zu den Anfangszeiten der Makroökonomie zurückreichen [siehe Beaulieu und Miron (1993, S. 305)]. Generell wird die Bereinigung der Zeitreihen um die Saisonkomponente als nicht vollkommen unproblematisch angesehen.<sup>9</sup> Wie soll nun aber die Saisonkomponente modelliert und damit ökonometrisch behandelt werden? Eine Möglichkeit

---

<sup>9</sup> Eine ausführliche Darstellung findet sich bei Davidson und MacKinnon (1993, S. 687–696), Sims (1993), Ghysels (1990), Ghysels und Perron (1993) sowie bei Harvey (1993, S. 146/147; 1989, Abschnitt 6.2). Zentraler Einwand gegen eine Bereinigung der saisonalen Struktur ist die hierdurch bewirkte Verzerrung der Eigenschaften der Zeitreihe. Diese Verzerrung ist besonders evident bei der Anwendung von »Unit-Root«-Tests in bezug auf saisonal bereinigte Zeitreihen [vgl. vertiefend Ghysels und Perron (1993)]: Die »Unit-Root«-Statistiken sind »severely biased against rejecting the null hypothesis when they are used with data that have been seasonally adjusted by means of a linear filter or by methods used by government statistical agencies« [Davidson und MacKinnon



eröffnet sich durch die Verwendung von saisonalen Dummy-Variablen [vgl. Davidson und MacKinnon (1993, S. 696–699)]. Daneben ist ebenfalls die Modellierung durch einen saisonalen ARMA-Prozeß möglich [siehe hierzu Box und Jenkins (1970, S. 300–333), Harvey (1993, S. 134–147) sowie knapp Davidson und MacKinnon (1993, S. 697/698)]. Bei der Verwendung von Zeitreihen mit einer saisonalen Komponente sind saisonale und damit komplexe Einheitswurzeln nicht ausgeschlossen.<sup>10</sup> Eine hierauf beruhende Nichtstationarität stellt aus ökonometrischer Sicht ein ernstes Problem dar: Eine Vernachlässigung saisonaler Einheitswurzel kann zu Problemen im Sinne der »Spurious-Regression« von Granger und Newbold (1974) führen.

Auf der Grundlage des Ansatzes von Hylleberg, Engle, Granger und Yoo (1990), die ein Einheitswurzeltestverfahren hinsichtlich unterschiedlicher saisonaler Frequenzen für Quartalsdaten entwarfen, haben Beaulieu und Miron (1993) ein Verfahren für Monatsdaten entwickelt.<sup>11</sup> Dieses Verfahren berücksichtigt alle möglichen saisonalen Einheitswurzeln und erlaubt das Testen einer saisonalen Einheitswurzel zu einer bestimmten Frequenz [siehe die kritische Betrachtung von Beaulieu und Miron (1993, S. 309/310) zu den Verfahren von Hasza und Fuller (1981) sowie von Dickey, Hasza und Fuller (1984)]; hierzu wird in Analogie zu Hylleberg, Engle, Granger und Yoo (1990) auf Überlegungen der Spektralanalyse rekuriert [vgl. ausführlich zu diesem Ansatz Granger und Watson (1984), Granger und Newbold (1986, S. 45–75) sowie Schlittgen und Streitberg (1991, S. 115–146 und 257–334)]. Beim Ansatz von Beaulieu und Miron (1993) werden die unterschiedlichen Frequenzen unter Zuhilfenahme des Filters  $z_k$  abgebildet (vgl. die Angaben in der Tabelle E.1). Die Grundlage hierzu ist die Faktorisierung des saisonalen Differenzenoperators:

$$(E.61) \quad (1 - B^{12}) = (1 - B)(1 + B)(1 + B^2)(1 + B + B^2) \\ \times (1 - B + B^2)(1 + \sqrt{3}B + B^2)(1 - \sqrt{3}B + B^2).$$

---

(1993, S. 714)]. Dementsprechend sind auch verschiedene Verfahren zur Modellierung der saisonalen Komponente entwickelt worden.

<sup>10</sup> Siehe in diesem Zusammenhang die Ausführungen von Hasza und Fuller (1981), Dickey, Hasza und Fuller (1984), Osborn et al. (1988), Hylleberg et al. (1990), Muscatelli und Hurn (1992), Engle et al. (1993), Gyhsels und Perron (1993), Diebold (1993), Harvey und Scott (1994) sowie Ooms (1994, S. 109–138).

<sup>11</sup> Der Ansatz von Hylleberg et al. (1990) berücksichtigt bei der Analyse alle theoretisch möglichen Einheitswurzeln im Saisonprozeß. Des weiteren erlaubt der Test von Hylleberg et al. (1990) »... to distinguish processes that may be integrated at only some of the seasonal frequencies« [Beaulieu und Miron (1993, S. 309)].

Die Berücksichtigung aller theoretischen saisonalen Einheitswurzeln mündet im folgendem Zeitreihenmodell, wobei  $x_t$  die zu untersuchende Zeitreihe repräsentiert und  $\pi_k$  den zu schätzenden Koeffizienten darstellt [siehe Beaulieu und Miron (1993, S. 307)]:

$$(E.62) \quad \zeta(B)(1 - B^{12})x_t = \sum_{k=1}^{12} \pi_k z_k x_{t-1} + \epsilon_t.$$

Die Berücksichtigung einer Konstanten, eines Zeittrends sowie deterministischer Saisondummies manifestiert sich in der Regressionsgleichung

$$(E.63) \quad \begin{aligned} \zeta(B)(1 - B^{12})x_t &= \sum_{k=1}^{12} \pi_k z_k x_{t-1} + I + m_1 TT \\ &+ \sum_{k=2}^{12} m_k SD_{kt} + \epsilon_t. \end{aligned}$$

Hierbei stellt  $z_k$  einen Filter dar durch den die ursprüngliche Zeitreihe transformiert wird.  $I$  repräsentiert die Konstante,  $TT$  den Zeittrend und  $SD$  die saisonalen Dummies. [Siehe ausführlich Beaulieu und Miron (1993, S. 308) für eine Darstellung sowie Ableitung der entsprechenden Lagstruktur. Tabelle E.1 definiert die Filter  $z_k$ ; darüber hinaus wird die Beziehung zwischen den Filtern und den Frequenzen dargestellt.]

Zur empirischen Überprüfung der komplexen (saisonalen) Einheitswurzelhypothesen wird entsprechend den Überlegungen von Beaulieu und Miron (1993) die Gleichung (E.62) oder (E.63) mittels des »Ordinary-Least-Square«-Verfahrens geschätzt und sodann die sich ergebenden Teststatistiken – insbesondere t- und F-Test – mit der von Beaulieu und Miron (1993) generierten »Finite-Sample«-Verteilung verglichen [siehe Beaulieu und Miron (1993, S. 325/326)]. Der Test auf saisonale Einheitswurzel kann prinzipiell bei der Analyse der t-Werte ansetzen: Für die beiden Frequenzen 0 und  $\pi$  sind lediglich die t-Werte für  $\pi_k = 0$  gegen die Alternative ( $\pi_k < 0$ ) zu überprüfen. Die anderen Frequenzen erfordern eine mehrstufige Analyse:

1. Für den Fall das  $k$  gerade ist, erfolgt der Test auf  $\pi_k = 0$  mittels eines zweiseitigen Testes. Der Koeffizient nimmt einen Wert von null an, sofern die Zeitreihe eine Einheitswurzel zu dieser Frequenz besitzt. Ansonsten nimmt der Koeffizient einen von null verschiedenen Wert an – außer es handelt sich um die Frequenz  $\pi/2$ ; in diesem Fall ist der Koeffizient nicht null, wenn keine Einheitswurzel existiert. Die Alternative ergibt sich für ein gerades  $k$  durch einen positiven oder negativen Wert.

Tabelle E.1

Test auf saisonale Einheitswurzeln:  
Filter und Frequenzen

| Frequenz | Filter   |  |
|----------|----------|--|
| 0        | $z_1$    | $= 1 + B + B^2 + B^3 + B^4 + B^5 + B^6 + B^7 + B^8 + B^9 + B^{10} + B^{11}$                                    |
| $\pi$    | $z_2$    | $= -1 + B - B^2 + B^3 - B^4 + B^5 - B^6 + B^7 - B^8 + B^9 - B^{10} + B^{11}$                                   |
| $\pi/2$  | $z_3$    | $= -B + B^3 - B^5 + B^7 - B^9 + B^{11}$  |
|          | $z_4$    | $= -1 + B^2 - B^4 + B^6 - B^8 + B^{10}$  |
| $2\pi/3$ | $z_5$    | $= -\frac{1}{2}[1 + B - 2B^2 + B^3 + B^4 - 2B^5 + B^6 + B^7 - 2B^8 + B^9 + B^{10} - 2B^{11}]$                  |
|          | $z_6$    | $= \frac{\sqrt{3}}{2}[1 - B + B^3 - B^4 + B^6 - B^7 + B^9 - B^{10}]$   |
| $\pi/3$  | $z_7$    | $= \frac{1}{2}[1 - B - 2B^2 - B^3 + B^4 + 2B^5 + B^6 - B^7 - 2B^8 - B^9 + B^{10} + 2B^{11}]$                   |
|          | $z_8$    | $= -\frac{\sqrt{3}}{2}[1 + B - B^3 - B^4 + B^6 + B^7 - B^9 - B^{10}]$  |
| $5\pi/6$ | $z_9$    | $= -\frac{1}{2}[\sqrt{3} - B + B^3 - \sqrt{3}B^4 + 2B^5 - \sqrt{3}B^6 + B^7 - B^9 + \sqrt{3}B^{10} - 2B^{11}]$ |
|          | $z_{10}$ | $= \frac{1}{2}[1 - \sqrt{3}B + 2B^2 - \sqrt{3}B^3 + B^4 - B^6 + \sqrt{3}B^7 - 2B^8 + \sqrt{3}B^9 - B^{10}]$    |
| $\pi/6$  | $z_{11}$ | $= \frac{1}{2}[\sqrt{3} + B - B^3 - \sqrt{3}B^4 - 2B^5 - \sqrt{3}B^6 - B^7 + B^9 + \sqrt{3}B^{10} + 2B^{11}]$  |
|          | $z_{12}$ | $= -\frac{1}{2}[1 + \sqrt{3}B + 2B^2 + \sqrt{3}B^3 + B^4 - B^6 - \sqrt{3}B^7 - 2B^8 - \sqrt{3}B^9 - B^{10}]$   |

2. Sollte die Hypothese  $\pi_k = 0$  nicht abgelehnt werden können, ist die neue Testsituation durch einen Test von  $\pi_{k-1} = 0$  gegen die Alternative  $\pi_{k-1} < 0$  bestimmt. Dieser Test ist wiederum einseitig. Für den Fall der Stationarität nimmt der wahre Koeffizient einen Parameterwert kleiner als null an.

Neben dem t-Test kann auch ein F-Test verwendet werden, der die Hypothese  $\pi_{k-1} = \pi_k = 0$  überprüft. »To show that no unit root exists at any seasonal frequency,  $\pi_k$  must not equal zero for  $k = 2$  and for at least one member of each of the sets  $\{3, 4\}$ ,  $\{5, 6\}$ ,  $\{7, 8\}$ ,  $\{9, 10\}$ ,  $\{11, 12\}$ « [Beaulieu und Miron (1993, S. 309)]. Die Überprüfung von  $\pi_1$  bezieht sich auf die nichtsaisonale Einheitswurzel, die im Rahmen des vorangegangenen Abschnittes Untersuchungsgegenstand war.

#### 4. Das Konzept der Kointegration

Das Konzept der Kointegration stellt eine Verbindung zwischen integrierten Prozessen und dem Konzept eines (»Steady-State«-) Gleichgewichtes her [siehe die Darstellung bei Davidson und MacKinnon (1993, S. 715–725)].<sup>12</sup> Angenommen es existieren zwei  $I(1)$ -Prozesse  $x_t$  und  $y_t$ . Dann ist in der Regel die Linearkombination

$$(E.64) \quad z_t = y_t - \alpha x_t$$

ebenfalls von der Ordnung eins integriert [vgl. Mills (1990, S. 270)]. Es existiert allerdings trotzdem die Möglichkeit, daß eine Linearkombination zwischen den betrachteten beiden Zeitreihen besteht, die ebenfalls  $I(0)$  ist [siehe Mills (1990, S. 270/271)]. Damit ist die Zeitreihe  $z_t$  integriert von der Ordnung null und somit stationär. Dann existiert eine »Special-Constraint« hinsichtlich der »Long-Run«-Komponenten der beiden Zeitreihen  $x_t$  und  $y_t$ . Durch die  $I(1)$ -Eigenschaft der beiden Zeitreihen weisen sie »Long-Wave«-Komponenten auf. Da nun aber  $z_t$  ein  $I(0)$ -Prozeß ist, weisen die beiden Zeitreihen  $y_t$  und  $\alpha x_t$  »Long-Run«-Komponenten auf, die sich ausgleichen, so daß  $z_t$  entsteht. In diesem Zusammenhang werden die beiden Zeitreihen  $x_t$  und  $y_t$  als kointegriert bezeichnet, wobei

<sup>12</sup> Eine erstmalige Betrachtung dieses Konzeptes stammt von Granger (1981); eine verallgemeinerte Analyse unter Verwendung eines  $I(d)$ -Vektors wurde von Engle und Granger (1987) vorgenommen; bei dieser Betrachtung werden Vektor-Prozesse untersucht, bei denen zur Erreichung der Stationarität jede Komponente  $d$ -mal zu differenzieren ist [vgl. auch Mills (1990)]. Allerdings existierte bereits im »Error-Correction«-Ansatz (ECM) von Davidson, Hendry, Srba und Yeo (1978) sowie Hendry und von Ungern-Sternberg (1981) ein Vorläufer des Ansatzes der Kointegration. Zwischen beiden Konzepten besteht eine enge Beziehung.

$\alpha$  der kointegrierende Parameter ist und damit  $(1, -\alpha)$  der kointegrierende Vektor. Sofern zwischen den beiden Prozessen ein Gleichgewicht im Sinne von  $y_t = \alpha x_t$  existiert, spiegelt der »Equilibrium-Error«  $z_t$  die Abweichung des bivariaten Prozesses  $(y_t, x_t)$  vom Gleichgewicht wider. Mills (1990, S. 271) fährt fort: »Hence, if  $x_t$  and  $y_t$  are both  $I(1)$ , then the equilibrium error will be  $I(0)$  and  $z_t$  will rarely drift far from zero, if it has zero mean, and will often cross the zero line. In other words, equilibrium will be occasionally occur, at least to a close approximation, whereas if  $x_t$  and  $y_t$  are not cointegrated, so that  $z_t \sim I(1)$ , the equilibrium error can wander widely and zero-crossings would be very rare, suggesting that under such circumstances the concept of equilibrium has no practical implications.« Kointegrierte ökonomische Zeitreihen können sich zwar für eine gewisse Zeitspanne vom Gleichgewicht entfernen, jedoch bewirken ökonomische Kräfte eine Rückkehr zum Gleichgewicht.

Ansatzpunkt des Konzeptes der Kointegration sind integrierte Prozesse; die Stationaritätsanforderung wird zunächst fallengelassen. Angenommen  $x_t$  und  $y_t$  seien jeweils  $I(1)$ . Dann weichen diese Variablen mit gegen unendlich gehender Zeit voneinander ab, da die unbedingte Varianz von der Zeit  $t$  abhängt. Demnach scheinen solche Variable niemals in einer langfristigen Gleichgewichtsbeziehung zu stehen. Sofern aber eine Linearkombination im Sinne von Gleichung (E.64) existiert, die stationär ist, sind die beiden nicht-stationären Zeitreihen  $x_t$  und  $y_t$  kointegriert.

Für den allgemeinen Fall läßt sich nach Engle und Granger (1987, S. 254) – entsprechend den grundlegenden Überlegungen von Granger (1981) und von Granger und Weiss (1983) – die Kointegration wie folgt definieren:

»The components of the vector  $x_t$  are said to be *cointegrated of order  $d$ ,  $b$* , denoted  $x_t \sim CI(d, b)$ , if (i) all components of  $x_t$  are  $I(d)$ ; (ii) there exists a vector  $\alpha (\neq 0)$  so that  $z_t = \alpha' x_t \sim I(d - b)$ ,  $b > 0$ . The vector  $\alpha$  is called the *co-integrating vector*.«

Im Zusammenhang mit dem Konzept der Kointegration sind zwei Dinge von Relevanz; diese beziehen sich zum einem auf die Schätzung des kointegrierenden Vektors  $\alpha$  sowie die Fragestellung, wie getestet werden kann, ob zwei oder mehr Variablen kointegriert sind. Beide Komplexe sind miteinander verbunden. Von Engle und Granger (1987) stammt ein Test auf Kointegration, der eine enge Verwandtschaft zu einem Test auf Einheitswurzeln aufweist. Grundlegende Idee ihres Tests ist die Überlegung, daß, sofern die betrachteten Zeitreihen tatsächlich kointegriert sein sollten, der wahre Gleichgewichtsfehlerterm  $I(0)$  ist. Sollten die Zeitreihen nicht kointegriert sein, folgt augenblicklich, daß der Fehlerterm  $I(1)$  ist. Damit existiert ein einfacher Test auf Kointegration, indem die Nullhypothese der

Nicht-Kointegration gegen die Alternativhypothese der Kointegration mittels Durchführung eines Einheitswurzeltests der Residuen überprüft wird [vgl. Davidson und MacKinnon (1993, S. 720)]. Da in der Regel die Residuen nicht direkt vorliegen, muß der kointegrierende Vektor geschätzt und hierüber die Residuen ermittelt werden. Diese Herleitung ist durch eine simple »Ordinary-Least-Square«-Schätzung zu bewerkstelligen. Beschränkt man sich auf zwei integrierte Zeitreihen, dann ist die kointegrierende Regression durch den Zusammenhang

$$(E.65) \quad y_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + u_t$$

gegeben.<sup>13</sup> Sodann ist zu überprüfen, ob die auf der Basis dieser Regressionsgleichung ermittelten Residuen  $u_t$  stationär oder von der Ordnung eins integriert sind. Engle und Granger (1987) verwenden zwei einfache Testverfahren zur Überprüfung der Nullhypothese, der Nicht-Kointegration der beiden von der Ordnung eins integrierten Zeitreihen:

1. Eine Testroutine untersucht die Nullhypothese unter Beachtung der Durbin-Watson-d-Statistik der Gleichung (E.65); im Rahmen der Nullhypothese sind die Residuen integriert von der Ordnung eins und die Testroutine analysiert unter Verwendung der kritischen Werte von Sargan und Bhargava (1983), ob der Durbin-Watson-d-Wert statistisch größer als null ist.
2. Eine direkte Überprüfung der Residuen auf eine Einheitswurzel ist die andere Form der Kointegrationsuntersuchung. Hierbei wird zurückgegriffen auf die »Unit-Root«-Tests von Dickey und Fuller (1979, 1981). Das Regressionsmodell ist gegeben durch:

$$(E.66) \quad \Delta u_t = \beta_0 + (\alpha - 1)u_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta u_{t-j} + \epsilon_t.$$

Auch hier ist wiederum die Stationarität der geschätzten Residuen  $u_t$  entscheidend für die Schlußfolgerung, daß die beiden Zeitreihen kointegriert sind.

In bezug auf Tests auf Kointegration auf der Basis von Residuen existieren einige Probleme. Hierbei ist die Analogie zu den Tests auf Einheitswur-

---

<sup>13</sup> Die Schätzung dieser kointegrierenden Gleichung ist mittels »Ordinary-Least-Square« (OLS) vorzunehmen. Die OLS-Schätzung wiederum impliziert in großen Samples eine gute Schätzung des wahren kointegrierenden Parameters  $\alpha$ . [Siehe die Überlegungen von Stock (1987); danach ist die Schätzung konsistent. Darüber hinaus ist sie auch hochgradig effizient.]

zeln anzuführen [vgl. Davidson und MacKinnon (1993, S. 721)]. Zunächst können die asymptotischen kritischen Werte bei endlichen Samples zu Fehlschlüssen führen; die kritischen Werte bei endlichen Samples hängen ihrerseits vom zugrundeliegenden »Data-Generating-Process« ab, welcher in der Praxis nicht bekannt ist und damit erst geschätzt werden muß. Probleme in Hinsicht auf die Aussagekraft der Kointegrationstest sind virulent, sofern saisonal bereinigte Daten verwendet werden oder der zugrundeliegende Prozeß über die Zeit einer Veränderung unterlag. Damit ist eine Unmöglichkeit der Ablehnung der Nullhypothese der Nichtkointegration lediglich als ein schwaches Indiz anzusehen, daß zwei oder mehr Zeitreihen tatsächlich nicht kointegriert sind [siehe Davidson und MacKinnon (1993, S. 721)].<sup>14</sup>

## 5. Der Vektorautoregressive (VAR) Ansatz

Die im Abschnitt E.I.2 dargestellten AR-, MA- und ARMA-Modelle bezogen sich auf univariate Zeitreihen. Prinzipiell ist es ebenfalls möglich, diese Modelle auf den multivariaten Fall anzuwenden.<sup>15</sup> Eine einfache Version der Modellierung multivariater Zeitreihen stellen Vektorautoregressive Modelle, auch als Vektorautoregressionen oder VARs bezeichnet, dar.<sup>16</sup> Ein Vektorautoregressives Modell der Ordnung  $p$ , VAR( $p$ ), ist durch die nachfolgende Gleichung gegeben [siehe Davidson und MacKinnon (1993, S. 684)]:

$$(E.67) \quad Y_t = \alpha + Y_{t-1}\Phi_1 + \dots + Y_{t-p}\Phi_p + U_t \text{ mit } U_t \sim \text{IID}(0, \Psi).$$

$Y_t$  ist ein  $1 \times m$  Vektor der  $t$ -ten Beobachtung eines  $m$  Variablen umfassenden Sets,  $\alpha$  ein  $1 \times m$  Vektor und  $\Phi_1, \dots, \Phi_p$  repräsentieren  $m \times m$

<sup>14</sup> In der jüngsten Zeit sind auch Verfahren in bezug auf die saisonale Kointegration – insbesondere für Quartalsdaten – entwickelt worden [vgl. Engle, Granger, Hylleberg und Lee (1993) sowie Hylleberg, Engle, Granger und Yoo (1990)].

<sup>15</sup> Vektor-MA- sowie Vektor-ARMA-Modelle werden von Fuller (1976) oder Harvey (1989; 1993, S. 240–253) beschrieben. Aus ökonometrischer Sicht kann sich der Umgang mit diesen Modellen recht kompliziert gestalten.

<sup>16</sup> Die nachstehende knappe Beschreibung Vektorautoregressiver Modelle folgt weitgehend Davidson und MacKinnon (1993, S. 684–686) sowie Mills (1990, S. 281–321). Eine ausführliche Darstellung des VAR-Konzeptes stammt von Lütkepohl (1991); Reimers (1991) geht ausführlich auf Vektorautoregressionen mit kointegrierten Zeitreihen ein. Siehe auch die Ausführungen von Watson (1994), Hamilton (1994, S. 291–350), den klassischen Beitrag von Sims (1980), die kritischen Anmerkungen von Cooley und LeRoy (1985) sowie Hansen und Sargent (1991c) zu den Interpretationsschwierigkeiten Vektorautoregressiver Modelle.



Matrizen der zu schätzenden Koeffizienten. Unter Berücksichtigung, daß  $y_{ti}$  das  $i$ -te Element von  $Y_t$  und  $\phi_{j,ki}$  das  $ki$ -te von  $U_j$  bezeichnet, läßt sich die  $i$ -te Kolumne der Gleichung (E.67) durch

$$(E.68) \quad y_{ti} = a_i + \sum_{j=1}^p \sum_{k=1}^m y_{t-j,k} \phi_{j,ki} + u_{ti}$$

darstellen. Die letzte Gleichung beinhaltet die Existenz einer linearen Regression, wonach  $y_{ti}$  lediglich von einem konstanten Term sowie verzögerten Termen aller  $m$  Variablen des Systems abhängt. Da genau die gleichen Variablen auf der rechten Seite der Gleichung (E.68) für alle  $i$  erscheinen, ist die »Ordinary-Least-Square«-Schätzung jeder dieser Gleichungen identisch mit einer »Generalised-Least-Square«-Schätzung der Gleichung (E.67) für das gesamte System.

Ein wesentlicher Vorteil des VAR-Ansatzes besteht in der Abwesenheit der Einteilung der verwendeten Variablen in endogene und in exogene Variablen [Davidson und MacKinnon (1993, S. 685)]. Sims (1980) sieht den VAR-Ansatz als einen Weg zur Schätzung einer dynamischen Beziehung zwischen endogenen Variablen an, ohne das die Notwendigkeit besteht, strenge a priori Restriktionen aufzustellen. Allerdings bringt die VAR-Modellierung das Erfordernis der Schätzung vieler, d. h.  $m + pm^2$ , Koeffizienten mit sich, so daß entsprechend viele Beobachtungen vorliegen müssen, um eine statistisch genaue Schätzung zu erhalten.<sup>17</sup>

Im Rahmen der vorangegangenen Betrachtung ist die Relevanz von stationären Zeitreihen für die ökonometrische Analyse erörtert worden. Im Zusammenhang mit dem Vektorautoregressiven Ansatz stellt sich die Frage, wie mit nicht-stationären Zeitreihen umzugehen ist [vgl. Hamilton (1994, S. 651–653)]. Allgemein bieten sich drei Möglichkeiten an:

- Eine Option beruht auf der Nichtbeachtung der Nichtstationarität und der Schätzung des VAR-Modelles auf der Grundlage der Niveaugrößen. Hamilton (1994, S. 652) führt als Konsequenzen dieser Strategie an:

---

<sup>17</sup> In der Regel sind bei Vektorautoregressionen die zu schätzenden Parameter relativ groß im Verhältnis zur Samplegröße. Sofern die Vektorautoregressionen zur Prognose verwendet werden sollen, läßt sich dieses Problem nach Litterman (1979, 1986a, 1986b) durch Formulierung von stochastischen Restriktionen lösen. »For example, one might impose the prior that all coefficients have mean zero and some variances that is not too small, except for the coefficient of  $y_{t-1,i}$  in the equation for  $y_{ti}$ « [Davidson und MacKinnon (1993, S. 686)].

»(1) The parameters that describe the system's dynamics are estimated consistently. (2) Even if the true model is a VAR in differences, certain functions of the parameters and hypothesis tests based on a VAR in levels have the same asymptotic distribution as would estimates based on differenced data. (3) A Bayesian motivation can be given for the usual t and F distributions for test statistics even when the classical asymptotic theory for these statistics is nonstandard.«

- Bei der zweiten Möglichkeit werden die nicht-stationären Zeitreihen entsprechend differenziert bevor ein Vektorautoregressives Modell geschätzt wird. Sofern es sich beim wahren Prozeß um ein VAR-Modell in Differenzen handelt, »then differencing should improve the small-sample performance of all of the estimates and eliminate altogether the nonstandard asymptotic distribution associated with certain hypothesis tests« [Hamilton (1994, S. 652)]. Ist hingegen der wahre Prozeß kein Vektorautoregressiver Prozeß in Differenzen, folgt ein fehlspezifiziertes Modell; insbesondere kann eine Linearkombination von nichtstationären Zeitreihen stationär sein und somit ein kointegrierter VAR-Ansatz vorliegen [siehe hierzu die umfangreiche Darstellung von Reimers (1991)].
- Im Rahmen der dritten Strategie wird jede der verwendeten Zeitreihen auf die Anwesenheit von Einheitswurzeln untersucht. Sofern solche nicht ausgeschlossen sind, schließen sich Tests auf Kointegration an. Sobald die Ursache der Nichtstationarität ergründet ist, kann eine stationäre Repräsentation des Systems geschätzt werden. »The disadvantage of the third approach is that, despite the care one exercises, the restrictions imposed may still be invalid – the investigator may have accepted a null hypothesis even though it is false, or rejected a null hypothesis that is actually true. Moreover, alternative tests for unit roots and cointegration can produce conflicting results, and the investigator may be unsure as to which should be followed« [Hamilton (1994, S. 652)].

Insgesamt gelangt Hamilton (1994, S. 652) zur Erkenntnis, daß letztendlich eine Kombination aus den drei alternativen Strategien vielversprechend ist. Prinzipiell sollten die Schätzergebnisse sowohl eines Vektorautoregressiven Modelles in Niveaugrößen als auch in differenzierter Form miteinander verglichen werden. Auf dieser Basis können weitere Überlegungen und Verfeinerungen angestellt werden [vgl. auch Stock und Watson (1989)].

## II. Ökonometrische Analyse der »Tax-Smoothing«-Hypothese

Dem wohlfahrtsökonomischen Modellrahmen wohnt generell eine normative Ausrichtung inne. Die politischen Entscheidungsträger erhalten optimale Handlungsanweisungen, mit deren Hilfe die Wohlfahrt der Gesellschaft eine Optimierung erfährt. Die politischen Entscheidungsträger agieren somit wie *allwissende, wohlwollende Diktatoren*. Wenn wohlfahrtsökonomischen Überlegungen eine Relevanz zukommt, müßten für den Fall der realisierten Budgetdefizite, die empirisch überprüfbaren Aussagen der »Tax-Smoothing«-Hypothese über einen erheblichen Beitrag zur Erklärung dieser Realisationen verfügen. Grundlage der ökonometrischen Analyse der Entwicklung der Haushaltsdefizite ist daher zunächst der wohlfahrtsökonomisch orientierte »Tax-Smoothing«-Ansatz.

Abschnitt 1 stellt das formale Modell knapp vor, welches dem Testansatz zugrundeliegt. Gegenstand des Abschnittes 2 ist sodann die Implementierung des Ansatzes sowie die empirische Überprüfung für die Bundesrepublik Deutschland. Abschnitt 3 faßt die Erkenntnisse dieser ökonometrischen Untersuchung zusammen.

### 1. Der ökonometrische Ansatz von Huang und Lin (1993)

Die ökonometrische Umsetzung der »Tax-Smoothing«-Hypothese erfolgt bei Huang und Lin (1993) unter Verwendung der besonderen Klasse der »Exact-Linear-Rational-Expectations«-Modellen. Ansatzpunkt bei der Analyse von Huang und Lin (1993) ist der »Tax-(Rate)-Smoothing«-Ansatz, der Bedingungen für optimale Steuersätze aufstellt und unter Berücksichtigung der intertemporalen Budgetbeschränkung Einflußfaktoren und deren Wirkungsrichtung für die Realisierung von Budgetdefiziten festlegt. Die wohlwollenden Diktatoren minimieren die intertemporale Überschußbelastung durch die geeignete Steuersatzsetzung. Aufgrund der dem »Tax-Smoothing«-Ansatz innewohnenden »Approximate-Inpredictability« von Steuersatzänderungen beabsichtigen die wohlwollenden Diktatoren eigentlich keine Änderungen der Steuersätze – allenfalls als Reaktion auf neue Informationen (»News«, »Innovations«) in bezug auf zukünftige, erwartete staatliche Ausgaben sowie erwartete Veränderungen der Besteuerungsbasis [vgl. die analoge Betrachtung für die »Permanent-Income«-Hypothese durch Hall (1978) sowie Campbell (1987)]. Aus diesem Grunde kommt den Erwartungen eine herausragende Bedeutung zu. So wohl die Marktteilnehmer als auch die wohlwollenden Diktatoren bilden

hierbei Erwartungen auf der Basis des Ansatzes rationaler Erwartungen von Muth (1961).

Abschnitt a) beschäftigt sich mit den Grundlagen der ökonometrischen Modellierung, dem »Tax-Smoothing«-Ansatz von Huang und Lin (1993). Im Rahmen von Abschnitt b) wird das konkrete »Exact-Linear«-Modell abgeleitet, welches durch die Kernelemente der »Tax-Smoothing«-Hypothese bestimmt ist. Abschnitt c) beschließt diese Darstellung durch eine Zusammenfassung der theoretischen Überlegungen im Zusammenhang mit dieser positiven Interpretation der wohlfahrtsökonomischen Theorie der öffentlichen Verschuldung.

### *a) Grundlagen der ökonometrischen Analyse*

Die theoretische Ableitung von Huang und Lin (1993) beruht auf den Implikationen des »Tax-Smoothing«-Ansatzes von Barro (1981a), wonach sich die Steuersätze durch einen »Martingale«-Prozeß charakterisieren lassen. Die »Martingale«-Eigenschaft alleine birgt jedoch eine Vielzahl von Lösungen in sich, die alle mit dem Ansatz rationaler Erwartungen konform sind. Damit ist die »Martingale«-Eigenschaft zwar eine notwendige, aber längst noch keine hinreichende Bedingung für die Gültigkeit des »Tax-Smoothing«-Ansatzes. Eine strengere Version der »Tax-Smoothing«-Hypothese verwendet zusätzlich noch die intertemporale Budgetbeschränkung und schränkt damit die Lösungsmenge ein. Hieraus leitet sich eine Bedingung für die Entwicklung der Haushaltsdefizite als abhängige Variable von den erwarteten Wachstumsraten des aggregierten Outputs und der staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter ab (siehe auch die Ausführungen im Abschnitt C.I.1.b).

Durch den von Huang und Lin (1993) gewählten Ansatz – die Verwendung eines »Exact-Linear-Rational-Expectations«-Modelles (ELRE) – werden zunächst die mit der »Tax-Smoothing«-Hypothese (TSH) verbundenen Anforderungen erfüllt. Diese beziehen sich auf die Kernelemente der »Tax-Smoothing«-Hypothese in der stochastischen Interpretation (siehe hierzu vertiefend die Ausführungen im Abschnitt C.I.1.b):

1. Die Zielfunktion TEB des allwissenden, wohlwollenden Diktators orientiert sich ausschließlich an der Minimierung der intertemporalen Überschußbelastung, die mit der Verwendung verzerrender Steuern einhergeht:

$$(E.69) \quad \text{TEB} = \sum_{t=1}^{\infty} f(\tau_t) Y_t \left( \frac{1}{1+r} \right)^t.$$

Hierbei stellt  $r$  den zeitinvarianten Realzinssatz,  $Y_t$  den aggregierten Output und  $\tau_t$  den Steuersatz dar und  $f(\tau_t)$  repräsentiert die zeitinvariante »Excess-Burden«-Funktion. Für diese gilt:

$$(E.70) \quad \frac{df}{d\tau_t} > 0 \text{ und } \frac{d^2f}{d\tau_t^2} > 0.$$

2. Die approximative Nichtprognostizierbarkeit zukünftiger Steuersatzänderungen artikuliert sich in dem Sachverhalt, daß die Steuersätze einem »Martingale«-Prozeß folgen:

$$(E.71) \quad E_t[\tau_{t+j} - \tau_{t+j-1} | \Psi_t] = 0 \text{ für } j \geq 1.$$

3. Darüber hinaus haben die wohlwollenden Diktatoren die Nebenbedingung der intertemporalen Budgetbeschränkung zu beachten, die ihrerseits die Realisierung eines Ponzi-Spieles ausschließt. Allgemein entsprechen sich der Gegenwartswert der Steuereinnahmen  $T_t$  und der Gegenwartswert der staatlichen Ausgaben  $G_t$  zuzüglich dem Anfangsbestand an Staatsschuldverschreibungen  $B_0$ :

$$(E.72) \quad \sum_{t=1}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^t T_t = \sum_{t=1}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^t G_t + B_0.$$

Auf der Grundlage dieses – aus mehreren Komponenten bestehenden – »Tax-Smoothing«-Ansatzes für eine stochastische Modellwelt ist sodann (durch Loglinearisierung der intertemporalen Budgetbeschränkung) die Ableitung eines theoretischen Modelles möglich, welches auf einer »Exact-Linear«-Beziehung zwischen den Budgetdefiziten auf der einen Seite und den erklärenden Variablen auf der anderen Seite, den erwarteten Wachstumsraten der staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter und des aggregierten Outputs, beruht. Erst die Loglinearisierung der intertemporalen Budgetbeschränkung generiert ein theoretisches ökonometrisches Modell, welches in die ELRE-Modellklasse fällt [vgl. zur Loglinearisierungstechnik Huang und Lin (1993, S. 321/322 und 337) sowie ausführlich Campbell und Mankiw (1989, S. 203–207 und 212/213)]. Daneben bleibt durch die vorgenommene Transformation die additive Struktur (bezüglich der Einflußvariablen) der »Closed-Form«-Lösung des theoretischen Modelles erhalten. Damit gelten weiterhin die theoretischen Implikationen und Aussagen der »älteren« TSH-Modelle.<sup>18</sup> Das theoretische Modell für die Determination

<sup>18</sup> Die von Huang und Lin (1993) verwendete »Exact-Linear-Rational-Expectations«-Modellierung weist zwei gravierende Vorteile auf. Erstens: Die »Exact-Linear«-Beziehung zwischen den verwendeten wohlfahrtsökonomischen Variablen ist durch un-

der Haushaltsdefizite lautet wie folgt (siehe zur Ableitung der nachfolgenden Beziehung den Abschnitt C.I.1.b):

$$(E.73) \quad s_t = E_t \left[ \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j \left( \Delta g_{t+j} - \frac{1}{\Omega} \Delta y_{t+j} \right) \right] \text{ mit}$$

$$(E.74) \quad s_t \equiv \frac{1}{\Omega} t_t - g_t - \frac{1 - \Omega}{\Omega} b_t.$$

Hierbei repräsentieren die Kleinbuchstaben  $g_t, y_t, t_t$  sowie  $b_t$  die logarithmierten Werte der staatlichen nichtzintragenden Ausgaben  $G_t$ , des aggregierten Outputs  $Y_t$ , der Steuereinnahmen  $T_t$  sowie des Bestandes an Staatsschuldverschreibungen  $B_t$ .

Die ökonometrische Analyse der »Tax-Smoothing«-Hypothese setzt dann – auf der Grundlage der »Exact-Linear«-Beziehung zwischen den wohlfahrtsökonomischen Variablen, d. h. den zugrundeliegenden Prozessen der Budgetdefizite, der staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter sowie den aggregierten Output – bei den sich theoretisch ergebenden Restriktionen an. Grundlage der empirischen Überprüfung des »Tax-Smoothing«-Ansatzes sind die Restriktionen, die sich aus dem »Tax-Smoothing«-Ansatz für die stochastischen Prozesse der Haushaltsdefizite, der staatlichen Ausgaben und des aggregierten Outputs ergeben. Diese Restriktionen lassen sich im Rahmen eines Vektorautoregressiven (VAR) Modells – in Analogie zur empirischen Überprüfung der »Permanent-Income«-Hypothese durch Campbell (1987) – ableiten und testen.<sup>19</sup> Die Verwen-

---

mittelbar einsichtige Interpretationsmöglichkeiten zwischen den Variablen charakterisiert. Insbesondere folgt die aus dem »Tax-Smoothing«-Ansatz ableitbare Konsequenz, daß durch einen höheren gegenwärtigen Budgetüberschuß entweder eine Antizipation eines geringeren Wachstums des zukünftigen aggregierten Einkommens oder eines höheren Wachstums der zukünftigen staatlichen Ausgaben erfolgte. Zweitens: Es entfällt bei der Verwendung einer »Exact-Linear«-Beziehung zwischen den wohlfahrtsökonomischen Variablen eine (exogene) Dekomposition der Zeitreihen in permanente und temporäre Komponenten [siehe auch die Ausführungen von Beveridge und Nelson (1981) sowie Campbell und Mankiw (1987)]. Die Existenz eines Spezifikationsfehlers aufgrund einer nicht angemessenen Dekomposition der Zeitreihen kann ausgeschlossen werden. Huang und Lin (1993, S. 319) gelangen in Hinblick auf den von ihnen gewählten Modellrahmen zum Schluß, daß »... the test virtually exploits all relevant information inherent in the relation between the permanent and temporary components of the series considered.«

<sup>19</sup> Eine knappe Beschreibung des hier verwendeten Vektorautoregressiven Ansatzes findet sich bei Huang und Lin (1993) sowie bei Campbell (1987). Campbell (1987) wendet den »Exact-Linear-Rational-Expectations«-Ansatz von Hansen und Sargent (1991b) auf die ökonometrische Überprüfung der »Permanent-Income«-Hypothese an. Die Analyse von Campbell (1987) setzt beim bereits klassisch zu nennenden Beitrag von Hall (1978) an, wonach »under rational expectations the permanent income hypothesis (PIH), with constant interest rates, implies approximate unpredictability of consumption changes, since agents never plan to change consumption and in fact change it only

derung eines VAR-Modellrahmens beinhaltet eine Reihe von Vorteilen [siehe Huang und Lin (1993, S. 319)]:

1. Bezüglich der ökonometrischen Umsetzung lassen sich die im Rahmen des VAR-Modelles ableitbaren »Cross-Equation«-Restriktionen für die verwendete Modellklasse der ELRE-Modelle in einfache »Single-Equation«-Regressionstests transformieren [siehe die Ausführungen im nachfolgenden Abschnitt E.II.1.b sowie umfassender die Argumentation bei Campbell (1987)].
2. Im Rahmen der ökonometrischen Analyse läßt sich die »Tax-Smoothing«-Hypothese (TSH) auf recht einfache Art durch Inanspruchnahme des VAR-Ansatzes evaluieren: »[B]y employing unrestricted VAR forecasts of future growth rates of government expenditures and aggregate output, one can construct a series of 'theoretical' deficits which are the present values of these forecasts. The actual series of deficits should equal this theoretical series whenever the TSH is correct and no measurement error exists« [Huang und Lin (1993, S. 319)]. Letztendlich ist eine Evaluation dergestalt möglich, daß die Erklärungsgüte der historischen Budgetdefizite durch den theoretischen Ansatz der »Tax-Smoothing«-Hypothese herangezogen wird. Daher lassen sich die Abweichungen der theoretischen von den historischen Werten der öffentlichen Verschuldung als »... informal measure of the 'fit' of the 'tax smoothing' model« interpretieren [Huang und Lin (1993, S. 319)]. Diese Evaluationsmethode ist aus dem Blickwinkel von Huang und Lin (1993) gegenüber anderen Methoden vorzuziehen [siehe auch die diesbezüglichen Ausführungen von Cochrane (1989)]: »This evaluation of the 'fit' of the model is an important complement to formal statistical tests since formal tests... are often too powerful so that the merits of the model frequently become obscured by statistical rejections« [Huang und Lin (1993, S. 319)].

Dem ökonometrischen Ansatz und Modellrahmen von Huang und Lin (1993) zur Überprüfung der »Tax-Smoothing«-Hypothese unter Beachtung des Ansatzes rationaler Erwartungen liegen die Überlegungen von Hansen und Sargent (1991b) zur »Exact-Linear-Rational-Expectations«-Modellklasse zugrunde, die eine konsistente ökonometrische Implementierung des Ansatzes rationaler Erwartungen bedingt. Damit besteht letztendlich das zu testende ökonometrische Modell aus einer Reihe von Kom-

---

in response to news about future income« [Campbell (1987, S. 1249)]. Eine umfassende Darstellung des Vektorautoregressiven Ansatzes zur Modellierung multipler Zeitreihen nehmen beispielsweise Lütkepohl (1991), Mills (1990) sowie Hamilton (1994) vor.



ponenten.<sup>20</sup> Zentral ist bei diesem Ansatz die Ableitung von »Cross-Equation«-Restriktionen, die Gegenstand des nächsten Abschnittes ist.

*b) Der VAR-Ansatz und die Ableitung von  
»Cross-Equation«-Restriktionen*

Ansatzpunkt bei der ökonometrischen Überprüfung der positiven Theorie der Budgetdefizite auf der Basis der »Tax-Smoothing«-Hypothese ist die im vorangegangenen Abschnitt abgeleitete »Exact-Linear«-Beziehung zwischen den Haushaltsdefiziten  $s_t$  der Gleichung (E.74) und den erwarteten Wachstumsraten der staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter  $\Delta g_t$  und des aggregierten Outputs  $\Delta y_t$ .<sup>21</sup>

$$(E.75) \quad s_t = E_t \left[ \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j \left( \Delta g_{t+j} - \frac{1}{\Omega} \Delta y_{t+j} \right) \right].$$

Damit sind für die ökonometrische Analyse die zugrundeliegenden (stochastischen) Prozesse von  $s_t$ ,  $\Delta g_t$  und  $\Delta y_t$  von Interesse. Eine Umsetzung der empirischen Überprüfung der »Tax-Smoothing«-Hypothese kann insbesondere durch den Vektorautoregressiven Ansatz erfolgen. Die Ableitung von testbaren Restriktionen unter Verwendung des VAR-Ansatzes setzt bei der Gleichung (E.75) an, die als charakteristisches Element des ELRE-Modelles bezeichnet werden kann. Hierbei sind zunächst die zugrundeliegenden stochastischen Prozesse von  $s_t$ ,  $g_t$  und  $y_t$  sowie die sich aus der Zeitreihenanalyse ergebenden Anforderungen zu beachten. In diesem Zusammenhang kommt der Stationaritätsbedingung besondere Bedeutung zu.

Neben dem Konzept der Stationarität – welches sich in der Regel auf den univariaten Fall bezieht – hat sich in den jüngeren Forschungsbestrebungen auf dem Gebiet der Zeitreihenanalyse das Konzept der *Ko-integration* als relevant erwiesen. Hierdurch können – auf der Grundlage nicht stationärer Zeitreihen – langfristige Gleichgewichtsbeziehungen mo-

---

<sup>20</sup> Bezüglich der empirischen Validität des Ansatzes sei an dieser Stelle noch angemerkt, daß bei der gewählten Modellierung eine verbundene Hypothese – bestehend aus der intertemporalen Budgetbeschränkung und der »Martingale«-Eigenschaft der Steuersätze – empirisch überprüft wird. Damit ist indirekt auch der Ansatz rationaler Erwartungen Gegenstand der empirischen Überprüfung.

<sup>21</sup> Die anschließende Darstellung der Modellableitung folgt den Ausführungen von Huang und Lin (1993). Eine vertiefende Betrachtung der relevanten Konzepte – insbesondere im Zusammenhang mit den Restriktionen und Implikationen des VAR-Ansatzes – nimmt Campbell (1987) vor.

delliert werden. Dieser Sachverhalt hat Implikationen für den VAR-Ansatz und damit auch für die empirische Überprüfung der »Tax-Smoothing«-Hypothese [siehe hierzu die nachstehenden Ausführungen sowie die Beiträge von Huang und Lin (1993), Watson (1994) und Stock (1994)].

In Hinblick auf die empirische Vorgehensweise bei der Überprüfung der »Tax-Smoothing«-Hypothese lassen sich somit verschiedene Fälle unterscheiden; diese beziehen sich auf die Problematik der Stationarität und der Kointegration der verwendeten Zeitreihen. Die konkrete Umsetzung der abgeleiteten »Exact-Linear«-Beziehung zwischen den wohlfahrtsökonomischen Variablen in ein ökonometrisch testbares Modell ist daher unter Beachtung der neueren Erkenntnisse der Zeitreihenanalyse vorzunehmen; insbesondere aus der Kointegration resultieren Implikationen für die Modellstruktur. Diese stehen im Mittelpunkt der beiden Abschnitte aa) und bb).<sup>22</sup>

#### aa) Modellansatz auf der Basis von nicht kointegrierten Zeitreihen

Zentraler Aspekt bei der Modellierung von Huang und Lin (1993) hinsichtlich der Zeitreiheneigenschaften der verwendeten Zeitreihen ist die Stationarität. Unter der Annahme, daß die beiden Zeitreihen  $g_t$  und  $y_t$  jeweils differenzstationär seien, folgt aus der Gleichung (E.75), daß ebenfalls die Budgetüberschüsse  $s_t$  stationär sind. [Die anschließende Betrachtung lehnt sich an Huang und Lin (1993, S. 324) an; eine allgemeinere Darstellung findet sich bei Campbell (1987).] Für die unterstellte Stationarität der drei Zeitreihen  $s_t$ ,  $\Delta g_t$  und  $\Delta y_t$  läßt sich unter der Annahme, daß die Zeitreihen der staatlichen Ausgaben und des aggregierten Outputs nicht kointegriert sind, das VAR( $p$ )-Modell

$$\begin{aligned} \text{(E.76)} \quad X_t &= C(B)X_{t-1} + u_t \text{ mit} \\ X_t &= [s_t, \Delta g_t, \Delta y_t]' \text{ und} \\ C(B) &= C_0 + C_1 B + \dots + C_{p-1} B^{p-1} \end{aligned}$$

ableiten. Hierbei repräsentiert  $C_k$  eine  $3 \times 3$  Koeffizientenmatrix und  $u_t$  einen  $3 \times 1$  »Vector-White-Noise«-Prozeß. Gleichung (E.76) kann durch

$$\begin{aligned} \text{(E.77)} \quad Z_t &= AZ_{t-1} + U_t \text{ mit} \\ Z_t &= [s_t, \dots, s_{t-p+1}, \Delta g_t, \dots, \Delta g_{t-p+1}, \Delta y_t, \dots, \Delta y_{t-p+1}]' \end{aligned}$$

---

<sup>22</sup> Die beiden folgenden Abschnitte lehnen sich an die Ausführungen von Campbell (1987) sowie Huang und Lin (1993, S. 324/325, Fußnoten 10 und 11) an. Insbesondere Engle und Yoo (1987, 1991) gehen auf die Problematik kointegrierter Zeitreihen ein.

ausgedrückt werden.  $A$  repräsentiert die »Companion«-Matrix und  $U_t$  ist ein  $3p \times 1$  »White-Noise«-Vektor. Darüber hinaus gelte:

$$(E.78) \quad E_t[Z_{t+i}|H_t] = A_i Z_t \text{ für } i \geq 1.^{23}$$

Durch Transformation der Gleichung (E.77) leitet sich der Ausdruck

$$(E.79) \quad l' Z_t = \sum_{i=1}^{\infty} (h' - k' X^{-1}) \rho^i A_i Z_t$$

ab. Die Spaltenvektoren  $l, h$  und  $k$  weisen alle  $3p$  Elemente auf, von denen alle den Wert null haben; außer das erste Element von  $l$ , das  $p + 1$ -te Element von  $h$  und das  $2p + 1$ -te Element von  $k$ : Diese weisen den Wert eins auf. Unter weiteren Bedingungen – die Variable  $\rho$  sowie die Eigenwerte der Matrix  $A$  sind alle kleiner als eins in absoluten Werte unter den gewählten Spezifikationen des »Tax-Smoothing«-Ansatzes – ergibt sich [siehe Huang und Lin (1993, S. 324)]:

$$(E.80) \quad l'(I - \rho A) = (h' - k' X^{-1}) \rho A \text{ mit} \\ I : 3p \times 3p \text{ Identitätsmatrix.}$$

Diese Bedingung hat für die Koeffizienten der Matrix  $A$  einen Set von linearen Restriktionen zur Folge, welche sich auf die relevanten Zeitreihenvariablen – d. h. die Variablen  $s_t$ ,  $\Delta g_t$  und  $\Delta y_t$  – beziehen. Huang und Lin (1993, S. 324) ziehen den Schluß für ihr abgeleitetes VAR( $p$ )-Modell: »These restrictions can be shown to simply reflect that the realizations of  $s_{t-i}$ ,  $\Delta g_{t-i}$ , and  $\Delta y_{t-i}$ , for  $i = 1, 2, \dots, p$ , do not have marginal predictive power over the movements of  $s_t + \Delta g_t - \Omega^{-1} \Delta y_t - \rho^{-1} s_{t-1}$ .«<sup>24</sup> Eine empirische Überprüfung der linearen Restriktionen bezüglich der Koeffizienten der »Companion«-Matrix  $A$  läßt sich demnach auf einen einfachen Regressionstest zurückführen. Somit folgt für die empirische Überprüfung

<sup>23</sup> Der Informationsset  $H_t$  besteht aus gegenwärtigen und vergangenen Werten der ökonomischen Variablen  $s_t, \Delta g_t$  und  $\Delta y_t$  [vgl. Campbell (1987, S. 1257)].

<sup>24</sup> Daneben müssen auch noch Werte für  $\Omega$  und für  $\rho$  bestimmt werden. Diese sind wie folgt zu berechnen: Die Variable  $\rho$  wird durch den »Sample-Mean« von  $1 - T/\Phi$  und  $\Omega$  durch den »Sample-Mean« von  $1 - B/\Phi$  determiniert. Eine im Sinne von Huang und Lin (1993, S. 328, Fußnote 15) ökonomisch sinnvolle Generierung der  $\Phi$ -Zeitreihe setzt bei einem unterstellten Realzins von 4% und einer erwarteten langfristigen Wachstumsrate der realen Steuereinnahmen von 2,93% an, die der durchschnittlichen Wachstumsrate des realen Volkseinkommen über den zu untersuchenden Zeitraum entspricht [vgl. Huang und Lin (1993, S. 328)]. Des weiteren reagieren nach Huang und Lin (1993, S. 328) die Testergebnisse – im Rahmen ihrer eigenen empirischen Analyse auf der Basis dieses Ansatzes – nicht sensitiv auf Parameterveränderungen dieser Konstanten  $\Omega$  und  $\rho$ .

der »Tax-Smoothing«-Hypothese die folgende Regressionsgleichung für ein VAR(1)-Modell:

$$\begin{aligned} \text{(E.81)} \quad \text{REBud} &= a_0 + a_1 s_{t-1} + a_2 \Delta g_{t-1} + a_3 \Delta y_{t-1} + \epsilon_t \\ \text{mit REBud} &\equiv s_t + \Delta g_t - \Omega^{-1} \Delta y_t - \rho^{-1} s_{t-1}. \end{aligned}$$

Es folgen als »Cross-Equation«-Restriktionen der »Tax-Smoothing«-Hypothese drei Null-Restriktionen für die Koeffizienten in der obigen Regressionsgleichung:

$$a_1 = a_2 = a_3 = 0.$$

Eine Interpretation dieser Nullrestriktionen bezüglich der Koeffizienten der Einflußfaktoren beruht auf der nachstehenden Überlegung [vgl. auch Hall (1978) und Campbell (1987)]: Es existiert *kein* systematischer Einfluß der verzögerten Variablen auf den Term REBud ( $= s_t + \Delta g_t - \Omega^{-1} \Delta y_t - \rho^{-1} s_{t-1}$ ). Dieser Ausdruck kann nicht durch verzögerte Terme von  $s_t$ ,  $\Delta g_t$  und  $\Delta y_t$  erklärt werden.

#### bb) Modellansatz auf der Basis von kointegrierten Zeitreihen

Welchen Konsequenzen stellen sich ein, wenn zwar weiterhin die drei Zeitreihen  $s_t$ ,  $\Delta g_t$  und  $\Delta y_t$  stationär sind, aber zwischen den beiden nicht stationären Zeitreihen der staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter und des aggregierten Outputs ein langfristiges Gleichgewicht besteht? Welche Implikationen sind mit der Kointegration der ersten Differenzen der beiden genannten ökonomischen Zeitreihen für den Vektorautoregressiven Ansatz verbunden?<sup>25</sup>

Campbell (1987) beschreibt knapp die Konsequenzen, die sich aus kointegrierten Vektoren für die VAR-Modellierung ergeben. Danach stellt ein »... vector with the property that a linear combination of its elements is stationary in its levels, even though the elements themselves are stationary only in differences« ein Beispiel für einen kointegrierten Vektor dar [Campbell (1987, S. 1254)]. Ein theoretischer Ansatz läßt sich allerdings selbst bei kointegrierten Vektoren noch mit Hilfe des VAR-Ansatzes empirisch überprüfen. Prinzipiell verändert sich an der Modellierungsstrategie zunächst nichts: Auf der Basis des theoretischen Ansatzes folgen für

<sup>25</sup> Die nachstehenden Ausführungen folgen Campbell (1987) sowie Huang und Lin (1993). Siehe die grundlegenden Überlegungen von Engle und Yoo (1987) sowie von Campbell und Shiller (1987, 1988) zu kointegrierten Zeitreihen und den sich hieraus ergebenden Konsequenzen.

stationäre Variablen auch weiterhin »Cross-Equation«-Restriktionen, mit deren Hilfe sich die Theorie empirisch überprüfen läßt. Falls der Vektor allerdings *kointegriert* sein sollte, ist die Auswahl der zu verwendenden Variablen äußerst kritisch; eine Differenzierung der verwendeten Variablen ist aus dieser Sicht nicht erstrebenswert, da in der Regel eine Theorie sowohl Aussagen für eine Zeitreihe in Niveaugrößen als auch in Differenzen enthält [siehe Campbell (1987, S. 1255)]. Problematischer ist jedoch, daß für einen Vektor-Prozeß in ersten Differenzen keine invertible »Vector-Moving-Average« (VMA) Darstellung existiert und damit keine endliche VAR-Darstellung für den Vektor-Prozeß in ersten Differenzen. Sollte eine *invertible* VMA-Darstellung vorhanden sein, kann keine Linearkombination des Vektors stationär sein [vgl. Campbell (1987, S. 1255)]. Als Fazit dieser Betrachtung bleibt festzuhalten: »[I]f an economic theory imposes cointegration on a set of nonstationary variables, simple first differencing of all the variables does not lead to a well-behaved system for statistical modelling« [Campbell (1987, S. 1256)].

Ein Ausweg aus dieser Situation eröffnet sich durch die Verwendung eines »Error-Correction«-Modelles für den kointegrierten Vektor [vgl. Mills (1990, S. 273/274) sowie Davidson und MacKinnon (1993, S. 723/724)]. Aus dem »Granger-Representation-Theorem« folgt, daß, sofern der entsprechende Vektor kointegriert sein sollte, dieser eine »Error-Correction«-Darstellung besitzt [siehe Granger und Engle (1987)]. Wird das »Error-Correction«-Modell mit einer Matrix  $H$  multipliziert – diese entspricht der Identitätsmatrix, wobei eine Zeile durch den transponierten »Cointegrating-Vector« ersetzt wird – und geeignete Umformungen vorgenommen, dann erhält man ein VAR-Modell mit genauso vielen Variablen, wie das zugrundegelegte »Error-Correction«-Modell. Ein VAR-Ansatz für eine Teilmenge der Variablen folgt durch »... the usual procedure of projecting onto lagged values of the subset and dropping redundant equations« [Campbell (1987, S. 1256)]. Das resultierende Modell ist »Well-Behaved« und weist zusätzlich die Eigenschaften einer Kointegration auf.

Mit Huang und Lin (1993, S. 324) lassen sich auch die Implikationen von kointegrierten ersten Differenzen der staatlichen Ausgaben und des aggregierten Outputs im Rahmen des Ansatzes multipler Zeitreihen abschätzen: Falls zwischen den beiden genannten Einflußfaktoren der Bestimmung der Budgetdefizite ein langfristiges Gleichgewichtsverhältnis im Sinne des Ansatzes der Kointegration bestehen sollte, ist das von Huang und Lin (1993) verwendete VAR( $p$ )-Modell – bestehend aus den Zeitreihen  $s_t$ ,  $\Delta g_t$  und  $\Delta y_t$  – ein überdifferenziertes System. Dies impliziert, daß die »Moving-Average«-Darstellung des Modelles nicht länger invertiert werden und damit keine endliche VAR-Darstellung existieren kann. Als Ausweg bietet sich die Verwendung der transformierten Zeitreihe ( $y_t - \alpha g_t$ ) anstelle der

Zeitreihe  $\Delta g_t$  an. [Siehe die ausführliche Darstellung der Beziehung zwischen dem Ansatz der Kointegration und einer nicht invertierbaren VMA-Darstellung von Engle und Yoo (1987).] Sofern diese dargestellte Beziehung zwischen den beiden Einflußzeitreihen existieren sollte, lassen sich die zugrundeliegenden »Cross-Equation«-Restriktionen des theoretischen »Tax-Smoothing«-Ansatzes für das von Huang und Lin (1993) abgeleitete VAR-Modell testen, indem die Variable  $s_t + \Delta g_t - (1/\Omega)\Delta y_t - (1/\rho)s_{t-1}$  durch verzögerte Werte der Variablen von  $s_t$ ,  $(y_t - \alpha g_t)$  und  $\Delta y_t$  erklärt wird. Somit folgt für die empirische Überprüfung der »Tax-Smoothing«-Hypothese bei kointegrierten – aber stationären – Einflußvariablen für den einfachen Fall eines VAR(1)-Modelles:

$$\begin{aligned} \text{(E.82)} \quad \text{REBud} &= a_0 + a_1 s_{t-1} + a_2 (y_{t-1} - \alpha g_{t-1}) \\ &\quad + a_3 \Delta y_{t-1} + \epsilon_t \\ \text{mit REBud} &\equiv s_t + \Delta g_t - (1/\Omega)\Delta y_t - (1/\rho)s_{t-1}. \end{aligned}$$

Als testbare »Cross-Equation«-Restriktionen lassen sich die drei Null-Restriktionen der Koeffizienten in der obigen Regressionsgleichung bestimmen:

$$a_1 = a_2 = a_3 = 0.$$

Die Interpretation dieser Nullrestriktionen ist analog zur derjenigen des Abschnittes aa): Es existiert *kein* systematischer Einfluß der verzögerten Variablen  $s_t$ ,  $\Delta g_t$  sowie  $(y_t - \alpha g_t)$  auf den Ausdruck REBud ( $= s_t + \Delta g_t - \Omega^{-1}\Delta y_t - \rho^{-1}s_{t-1}$ ).

*c) Die »Tax-Smoothing«-Hypothese  
als positive Theorie der Budgetdefizite*

Die »Tax-Smoothing«-Hypothese ist in ihrem Kern eine wohlfahrtsökonomische Politikanweisung und damit zunächst *normativ* ausgerichtet. Sofern der Wohlfahrtsökonomie zentrale Bedeutung in der Wirtschaftspolitik zukommen sollte, ist zu unterstellen, daß die politischen Entscheidungsträger sich an den Politikimplikationen dieses Ansatzes bei ihren fiskalischen Entscheidungen orientieren. Folglich wird nunmehr die »Tax-Smoothing«-Hypothese als eine positive Theorie interpretiert, die einen Beitrag zur Erklärung der tatsächlich realisierten Defiziten liefert [vgl. auch Barro (1989a, S. 218/219)].

Die ökonometrische Analyse der realisierten historischen Budgetdefizite für die Bundesrepublik Deutschland soll im anschließenden Abschnitt an der wohlfahrtsökonomisch motivierten »Tax-Smoothing«-Hypothese ansetzen. Hiermit verbunden ist die Aufstellung der Verhaltenshypothese

se, daß die politischen Entscheidungsträger der fiskalischen Autorität ausschließlich nach einer intertemporalen Minimierung der Überschußbelastung verzerrender Steuern streben.<sup>26</sup> Sie sind somit mit *allwissenden, wohlwollenden Diktatoren* gleichzusetzen. Aufgrund der theoretischen Fundierung des »Tax-Smoothing«-Ansatzes optimieren die politischen Entscheidungsträger die gesamtgesellschaftliche Nutzenfunktion unter Berücksichtigung der intertemporalen Budgetbeschränkung sowie der »Martingale«-Eigenschaft der Steuersätze. Dies hat optimale Defizite zur Folge. Im Rahmen der ökonometrischen Analyse ist nunmehr zu testen, ob sich die realisierten Defizite hierdurch erklären lassen. Anders ausgedrückt: Untersuchungsgegenstand ist die Hypothese, daß die politischen Entscheidungsträger, die für die realisierten Budgetdefizite verantwortlich zeichnen, sich bei den Entscheidungen vom wohlfahrtsökonomisch motivierten »Tax-Smoothing«-Ansatz in der Interpretation von Huang und Lin (1993) leiten lassen. Somit sei im Sinne der »as-if«-Methodologie von Friedman (1953a) unterstellt: Die politischen Entscheidungsträger handeln, *als ob* sie sich an Nutzenfunktionen im Sinne der »Tax-Smoothing«-Hypothese orientieren und *als ob* sie ausschließlich die intertemporale Überschußbelastung – unter Nebenbedingungen – minimieren möchten.

Die empirische Überprüfung setzt bei den Restriktionen der »Tax-Smoothing«-Hypothese an. Neben der empirischen Überprüfung auf der Basis der theoretischen Nullrestriktionen läßt sich auch noch die »Performance« der »Tax-Smoothing«-Hypothese durch den Vergleich der historischen Werte mit den durch den VAR-Ansatz generierten hypothetischen Werten zur Evaluation heranziehen. Diese Evaluation weist jedoch die Problematik auf, daß letztendlich kein Referenzmodell vorhanden ist,

---

<sup>26</sup> Im Rahmen dieser Arbeit soll lediglich an der Motivation der politischen Entscheidungsträger der fiskalischen Autorität – d. h. derjenigen politischen Institutionen, die sich mit fiskalischen Maßnahmen beschäftigen – in bezug auf die Realisierung von Budgetdefiziten angesetzt werden. Daneben ist für die makroökonomische Ebene ebenfalls die Geldpolitik von herausragender Relevanz sowie die Motive für deren Einsatz [siehe für einen Überblick die Ausführungen von Cukierman (1992)]. Darüber hinaus bleibt die Problematik der Interaktion sowie der Abhängigkeiten der beiden Institutionen bei der weiteren ökonometrischen Analyse ausgeklammert [vgl. für eine knappe Darstellung Dwyer (1982, 1985) sowie Cukierman (1992, S. 130–132)]. Einige Ansätze – siehe Trehan und Walsh (1990) – verwenden zur Finanzierung der staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter neben Steuereinnahmen und den Haushaltsdefiziten auch die »Seigniorage« [siehe zu dieser Einnahmenquelle Klein und Neumann (1990)]. Im Rahmen der weiteren empirischen Betrachtung wird allerdings die Einnahmenerzielungsmöglichkeit aus »Seigniorage« vernachlässigt. Dies ist durch die Unterstellung begründet, daß die in Deutschland unabhängige Zentralbank – genauer: die Entscheidungsträger – nicht den Weisungen der politisch gewählten Regierung folgen muß. Eine genauere Analyse müßte jedoch auch die Interaktion zwischen der Bundesregierung (fiskalische Autorität) und der Deutschen Bundesbank (monetäre Autorität) berücksichtigen. [Siehe hierzu Vaubel (1993) sowie Neumann (1993).]



an dem die auf der Basis der »Tax-Smoothing«-Hypothese sich ergebende »Sample-Correlation« gemessen werden kann. Aus diesem Grunde ist daher auch immer eine Alternativhypothese zu berücksichtigen. Eine alternative Sicht stellt die im nächsten Abschnitt E.III verwendete politökonomische Sicht dar. Hierbei werden im Gegensatz zur reinen wohlfahrtsökonomisch orientierten »Tax-Smoothing«-Hypothese auch politökonomische Variablen bei der Erklärung der realisierten Haushaltsdefizite berücksichtigt.

## **2. Empirische Implementierung der »Tax-Smoothing«-Hypothese für die Bundesrepublik Deutschland**

Die empirische Überprüfung der »Tax-Smoothing«-Hypothese für die Bundesrepublik Deutschland steht im Mittelpunkt dieses Abschnittes. Gegenstand der ökonometrischen Analyse sind die öffentlichen *verbrieften* »marktmäßigen« Schulden des Bundes.<sup>27</sup> Die mit dieser Betrachtungsweise verbundene Beschränkung ist motiviert durch die eindeutige Zuordnung der Entscheidung auf die verantwortlichen politischen Entscheidungsträger. Die Schulden der anderen Gebietskörperschaften (Länder, Gemeinden) verteilen sich auf viele verschiedene Entscheidungsträger; die öffentlichen Schulden müßten bei einer solchen Betrachtung jeweils für die Gebietskörperschaften – d. h. die einzelnen Länder – einzeln untersucht werden.

Im Zusammenhang mit der ökonometrischen Analyse der Budgetdefizite des Bundes lassen sich unterschiedliche Abgrenzungen der Defizite heranziehen [vgl. WBBMF (1994, S. 9) sowie Ziebarth (1995)]: Neben den Angaben aus der Finanzstatistik finden sich die der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung. Die beiden Quellen unterscheiden sich erheblich voneinander. So berücksichtigt die Finanzstatistik beispielsweise nicht die Sozialversicherungen. Darüber hinaus werden sowohl die von den Gebietskörperschaften vergebenen Darlehen als auch der Erwerb von Beteiligungen als Ausgaben angesehen. Die Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung verbucht die beschriebenen Vorgänge als reine Finanztransaktionen, die weder einnahmen- noch ausgabenwirksam sind und daher auch keine Beein-

---

<sup>27</sup> Im Rahmen der ökonometrischen Untersuchung unterliegen alleine die Finanzschulden des Bundes der Analyse. Damit sind die Rentenschulden von der Analyse ausgeschlossen. Rentenansprüche bergen ähnliche Verpflichtungen in sich wie die Finanzschulden [vgl. Blankart (1994a, S. 329)]. Die Rentenansprüche sind als unverbrieftete Schulden in ihrer Höhe nicht explizit fixiert. »Aber hinter ihnen stehen Wählergruppen, die ihre Ansprüche in politischen Beschlüssen durchzusetzen versuchen« [Blankart (1994a, S. 329)]. Ein Überblick findet sich bei Blankart (1994a, S. 349–365) sowie bei Breyer (1990).

flussung des Finanzierungssaldos nach sich ziehen. Als weiteres Unterscheidungsmerkmal ist die Behandlung des Bundesbankgewinnes anzusehen; die Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung berücksichtigt den gesamten Bundesbankgewinn, die Finanzstatistik lediglich einen Teil. Aus diesem Grunde weist aktuell die Finanzstatistik im Vergleich zur Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung ein deutlich höheres Defizit für die Gebietskörperschaften auf [siehe Ziebarth (1995)].

Im Rahmen der ökonometrischen Analyse der Budgetdefizite wurde auf die Zeitreihen der Deutschen Bundesbank zurückgegriffen (vgl. den Anhang »Definition der Variablen und Quellen«). Diese weisen einen Zusammenhang mit den Angaben der Finanzstatistik auf. Insbesondere die Kasseneinnahmen und -ausgaben sind allerdings unterschiedlich in zeitlicher Hinsicht abgegrenzt: So erfolgen die Buchungen der Deutschen Bundesbank zum Zeitpunkt des effektiven Ein- sowie Ausgangs, während der amtlichen Finanzstatistik der Zeitpunkt der haushaltsmäßigen Verbuchung zugrundeliegt. Im Rahmen der vorzunehmenden empirischen Analyse liegen bezüglich der Erhebungsperiode von 1967 bis 1994 Monatsdaten zugrunde.

Die Analyse der positiven Interpretation der »Tax-Smoothing«-Hypothese für die Bundesrepublik Deutschland ist vielschichtig. Die Untersuchung unterteilt sich in mehrere Arbeitsschritte:

1. Im Mittelpunkt von Abschnitt a) steht die Definition der relevanten ökonomischen Zeitreihen sowie die nähere statistische Charakterisierung derselben durch Ermittlung der Momente sowie die Modellierung der zugrundeliegenden stochastischen Prozesse auf der Grundlage des ARIMA-Ansatzes.
2. Abschnitt b) konzentriert sich auf die Überprüfung auf Anwesenheit einer Einheitswurzel (»Unit-Root«) und damit verbunden die Untersuchung der notwendigen Stationaritätseigenschaft der stochastischen Prozesse. Hierbei können die Erkenntnisse von Abschnitt a) berücksichtigt werden, die sich auf die Modellierung der stochastischen Prozesse beziehen.
3. Die Durchführung von Tests auf Kointegration bezüglich der relevanten Zeitreihen zur Selektion des adäquaten VAR-Modelles bildet den Untersuchungsgegenstand von Abschnitt c).
4. Die Schätzung des Vektorautoregressiven Modelles neben der Überprüfung der aus dem theoretischen »Tax-Smoothing«-Modell abgeleiteten Restriktionen und damit verbunden eine Evaluation des »Tax-Smoothing«-Ansatzes ist Gegenstand von Abschnitt d).

*a) Beschreibung des Datensatzes, statistische Kenngrößen  
und die Modellierung der stochastischen Prozesse*

Abschnitt aa) beschreibt die verwendeten Zeitreihen sowie die im Rahmen der ökonometrischen Untersuchung der »Tax-Smoothing«-Hypothese vorzunehmenden Transformationen der Zeitreihen. Abschnitt bb) enthält eine Darstellung der wesentlichen Momente der jeweiligen Zeitreihen sowie die Berücksichtigung der saisonalen Komponente der jeweiligen Zeitreihen. Im Mittelpunkt von Abschnitt cc) steht dahingegen die univariate Modellierung der stochastischen Prozesse der transformierten Zeitreihen unter Verwendung des ARIMA-Ansatzes. Im Rahmen von Abschnitt dd) werden die Budgetdefizite der Gleichung (E.74) im Sinne von Huang und Lin (1993) generiert und die dazugehörigen statistischen Kenngrößen ermittelt.

*aa) Beschreibung des Datensatzes und  
Generierung der Zeitreihen*

Die empirische Analyse setzt beim Bund als Gebietskörperschaft der Bundesrepublik Deutschland an. Hier sind sowohl die politischen Entscheidungsträger als auch die relevanten Variablen leichter zu identifizieren. Die empirische Überprüfung des »Tax-Smoothing«-Modelles erfordert eine Reihe von Zeitreihen (vgl. die Angaben im Anhang »Definition der Variablen und Quellen« in bezug auf die Quellen der nachfolgend aufgeführten Zeitreihen):

1. Staatliche Ausgaben für Kollektivgüter und Transfers »BundAus« sowie die staatlichen nicht-zinstragenden Ausgaben »BundAusI«; Grundlage sind die kassenmäßigen Ausgaben »ExpdBund«, die in der verwendeten amtlichen Statistik in Milliarden DM ausgedrückt sind.<sup>28</sup>
2. Produktionsoutput »Output«.
3. Steuereinnahmen »TaxBund«.
4. Budgetdefizite »BundDef« im Sinne der Veränderung der marktmäßigen Verschuldung sowie als Bestandsgröße die marktmäßige Verschuldung »DebtBund«.

---

<sup>28</sup> Die im Rahmen der ökonometrischen Untersuchung berücksichtigten staatlichen Ausgaben bestehen auf der Basis der Überlegungen von McCallum (1984) lediglich aus den Ausgaben für Kollektivgüter und den Transferzahlungen (siehe auch die Ausführungen im Kapitel B zur intertemporalen Budgetbeschränkung). Dementsprechend sind die aus dem Bestand an Staatsschuldverschreibungen erwachsenden Zinsverpflichtungen *nicht* als Bestandteil der staatlichen Ausgaben zu berücksichtigen.

Tabelle E.2

Definition und Transformation  
der Variablen für den  
»Tax-Smoothing«-Ansatz

|           |   |
|-----------|---|
| DebtBund  | $\sum (\text{BundDef} * 1000)$                  |
| BundAus   | $\text{ExpdBund} * 1000$                        |
| IntPay    | $(\text{DebtBund} * \text{ZinsKap}) / 12$       |
| BundAusI  | $\text{BundAus} - \text{IntPay}$                |
| PiRate    | $\text{PreisNi} - \text{LAG12}(\text{PreisNi})$ |
| RTaxBund  | $(\text{TaxBund} * 100) / \text{PreisNi}$       |
| RBundAus  | $(\text{BundAus} * 100) / \text{PreisNi}$       |
| RBundAusI | $(\text{BundAusI} * 100) / \text{PreisNi}$      |
| RBdDef    | $(\text{BundDef} * 100) / \text{PreisNi}$       |
| RealDebt  | $(\text{DebtBund} * 100) / \text{PreisNi}$      |
| RealKap   | $\text{ZinsKap} - \text{PiRate}$                |
| lnAusBd   | $\log(\text{RBundAus})$                         |
| lnAusBdI  | $\log(\text{RBundAusI})$                        |
| lnTaxBd   | $\log(\text{RTaxBund})$                         |
| lnProdN   | $\log(\text{Output})$                           |
| lnDebtBd  | $\log(\text{RealDebt})$                         |
| lnDefBd   | $\ln\text{DebtBd}_t - \ln\text{DebtBd}_{t-1}$   |

Hinweis: Die Quellen der für die empirische Überprüfung des »Tax-Smoothing-Ansatzes« benötigten Zeitreihen werden im Anhang »Definition der Variablen und Quellen« dargelegt.

- 5. Preisniveau »PreisNi«;
- 6. Langfristiger Kapitalzinssatz »ZinsKap«.

Sowohl die staatlichen Ausgaben »ExpdBund« als auch die Budgetdefizite »BundDef« sind in Milliarden DM ausgedrückt; die Steuereinnahmen belaufen sich hingegen auf Millionen DM. Zur Vereinheitlichung wurde als Dimension »Millionen DM« verwendet. Der Bestand an marktmäßiger Verschuldung wurde unter Kumulation der Budgetdefizite »BundDef« ermittelt. Im Rahmen der nachfolgenden ökonometrischen Analyse liegen

Tabelle E.3

**Lage- und Streuungsparameter  
der verwendeten Zeitreihen**

|          | E[·]    | StdAbw | Summe    | N   |
|----------|---------|--------|----------|-----|
| lnTaxBd  | 9,6927  | 0,2988 | 3256,778 | 336 |
| lnAusBdI | 9,8639  | 0,3019 | 3314,286 | 336 |
| lnProdN  | 4,5100  | 0,1942 | 1515,367 | 336 |
| lnDebtBd | 11,9784 | 0,9840 | 4024,770 | 336 |
| PiRate   | 2,6830  | 1,4707 | 901,500  | 336 |
| RealKap  | 4,9532  | 1,1402 | 1664,300 | 336 |
| lnDefBd  | 0,0093  | 0,0235 | 3,146    | 335 |

Hinweis: E[·] ist der Erwartungswert, StdAbw die Standardabweichung, Summe entspricht der Summe aller Werte und N repräsentiert die Anzahl der Beobachtungen. Die Definition der aufgeführten Variablen findet sich in der Tabelle E.2.

generell Monatsdaten von 1966 bis 1993 zugrunde. Das Jahr 1994 wird zu einem späteren Zeitpunkt für die Prognose benötigt (siehe Abschnitt E.V).

Die genannten ökonomischen Variablen dienen der empirischen Überprüfung der »Tax-Smoothing«-Hypothese. Hierzu müssen jedoch die ökonomischen Rohdaten in eine Form transformiert werden, die dem theoretischen ökonometrischen Modell entspricht. Allgemein wurde zur Erzeugung der relevanten Variablen zunächst eine Preisbereinigung vorgenommen und sodann der »logarithmus naturalis« (log) angewendet. Tabelle E.2 faßt die Transformationen zusammen, die im Rahmen der ökonometrischen Analyse des »Tax-Smoothing«-Ansatzes erforderlich sind.

**bb) Momente der Zeitreihen und  
saisonale Komponenten**

Die Tabellen E.3 und E.4 enthalten Angaben zu den Momenten der transformierten Zeitreihen. Neben dem Erwartungswert (»E[·]«) als Lageparameter sind in der Tabelle E.3 noch die Standardabweichung (»StdAbw«) als Streuungsparameter, die Anzahl der Beobachtungen (»N«) sowie die Summe aller Werte (»Summe«) einer Zeitreihe enthal-

ten. Da der ökonometrischen Untersuchung Monatsdaten zugrundeliegen, enthalten diese ebenfalls eine Saisonfigur. Die Analyse der verwendeten ökonomischen Variablen läßt den Schluß zu, daß die saisonale Komponente von Relevanz ist und darüber hinaus auch noch Informationen in bezug auf die Schätzung enthält.

An dieser Stelle kann den Ausführungen von Welzel (1993, S. 5/6) gefolgt werden: Zum Ende eines Jahres läßt sich vor allem ein Ansteigen der Ausgaben verzeichnen, welches zum einem auf den Budgetinkrementalismus (Problem der Nichtübertragbarkeit des Budgets in das nächste Jahr) und zum anderen auf die Zahlung des 13. Monatsgehaltes zurückzuführen ist. Bezüglich der staatlichen Einnahmen lassen sich ebenso eine Zunahme gegen Ende des Jahres beobachten, die auf Einkommensteuerzahlungen für das 13. Gehalt aber auch durch einen ansteigenden Zufluß von Verbrauchsteuern zu erklären ist.

Die Analyse der Momente (»E[.]« und »StdAbw«) der verschiedenen ökonomischen Variablen jeweils unter Berücksichtigung ihrer Monatswerte (siehe die Tabelle E.4) läßt den Schluß zu, daß Unterschiede in den monatlichen Werten vorliegen. Bedeutende Unterschiede stellen sich insbesondere bei den staatlichen Ausgaben »lnAusBd« und »lnAusBdI« in Hinblick auf die Monate November und Dezember im Vergleich zu den anderen Monaten sowie bei den Steuereinnahmen »lnTaxBd« für die Monate März, Juni, September und Dezember im Verhältnis zu den restlichen Monaten ein; diese Monate verfügen über hinreichend hohe Werte. Beim Produktionspotential »lnProdN« fällt besonders der Monat August heraus, der einen recht niedrigen Wert aufweist. In Hinblick auf die langfristigen Realzinsen »RealKap« fallen die Monate Juni, Juli und August mit hohen Werten auf. Aber auch die Angaben in bezug auf die Standardabweichung der ökonomischen Zeitreihen in Abhängigkeit von den Monaten weisen deutliche Unterschiede zueinander auf.

Aufgrund der unterschiedlichen Durchschnittswerte und Standardabweichungen beinhalten die Tabellen E.5 und E.6 eine Regressionsanalyse, welche als erklärende Variable deterministische Monatsdummies enthält. (Eine entsprechende Variable für den Monat Februar wurde nicht in die Regressionsanalyse miteinbezogen, da andernfalls das Modell keinen vollen Rang hätte, da eine der deterministischen Saisonvariablen redundant ist.) Im Rahmen der Regressionsanalyse wurden zunächst alle Monate (bis auf Februar) berücksichtigt und sodann in einem weiteren Schritt lediglich die statistisch signifikanten Saisondummies in einer zweiten Regression einbezogen.

Tabelle E.4

**Lage- und Streuungsparameter unter  
Berücksichtigung der saisonalen  
Komponente**

|     |        | lnAusBd | lnAusBdI | lnProdN | lnTaxBd | RealKap |
|-----|--------|---------|----------|---------|---------|---------|
| Jan | E[.]   | 9,9017  | 9,8289   | 4,4340  | 9,4976  | 4,9000  |
|     | StdAbw | 0,3777  | 0,3560   | 0,2019  | 0,1363  | 1,0111  |
| Feb | E[.]   | 9,8306  | 9,7503   | 4,4745  | 9,5478  | 4,9071  |
|     | StdAbw | 0,3401  | 0,3134   | 0,1906  | 0,2617  | 0,9992  |
| Mär | E[.]   | 9,9211  | 9,8479   | 4,5392  | 9,8056  | 4,9250  |
|     | StdAbw | 0,3558  | 0,3340   | 0,2125  | 0,2156  | 1,1319  |
| Apr | E[.]   | 9,8443  | 9,7651   | 4,5291  | 9,4975  | 4,8892  |
|     | StdAbw | 0,3391  | 0,3151   | 0,1772  | 0,2065  | 1,1043  |
| Mai | E[.]   | 9,8493  | 9,7680   | 4,5225  | 9,5175  | 4,9535  |
|     | StdAbw | 0,3025  | 0,2749   | 0,1646  | 0,2200  | 1,1344  |
| Jun | E[.]   | 9,9288  | 9,8463   | 4,5371  | 9,8812  | 5,0428  |
|     | StdAbw | 0,2792  | 0,2523   | 0,1774  | 0,2132  | 1,2069  |
| Jul | E[.]   | 9,9664  | 9,8928   | 4,4456  | 9,6308  | 5,0857  |
|     | StdAbw | 0,2966  | 0,2725   | 0,2035  | 0,2142  | 1,2149  |
| Aug | E[.]   | 9,9094  | 9,8299   | 4,3973  | 9,6042  | 5,0392  |
|     | StdAbw | 0,2797  | 0,2534   | 0,1982  | 0,2098  | 1,1926  |
| Sep | E[.]   | 9,8873  | 9,8062   | 4,5490  | 9,8885  | 4,9821  |
|     | StdAbw | 0,2786  | 0,2545   | 0,1955  | 0,1997  | 1,1990  |
| Okt | E[.]   | 9,9452  | 9,8691   | 4,5842  | 9,6050  | 4,9464  |
|     | StdAbw | 0,2885  | 0,2657   | 0,2066  | 0,1870  | 1,2148  |
| Nov | E[.]   | 10,0504 | 9,9812   | 4,5867  | 9,6016  | 4,9142  |
|     | StdAbw | 0,3023  | 0,2842   | 0,1682  | 0,1965  | 1,2210  |
| Dez | E[.]   | 10,2397 | 10,1810  | 4,5205  | 10,2356 | 4,8535  |
|     | StdAbw | 0,2201  | 0,2064   | 0,1597  | 0,2786  | 1,2267  |

Hinweis: Für jede der aufgeführten Variablen sind der Erwartungswert E[.] sowie die Standardabweichung StdAbw jeweils für die saisonalen, d. h. monatlichen Beobachtungen aufgeführt. Die berücksichtigten Variablen sind in der Tabelle E.2 definiert.



Tabelle E.5

**Ökonomische Zeitreihenvariablen und  
saisonale Dummies (1)**

|             | lnAusBd            | lnAusBd            | lnAusBdI           | lnAusBdI           |
|-------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| Konst       | 9,830<br>(169,029) | 9,897<br>(541,138) | 9,750<br>(181,233) | 9,820<br>(579,012) |
| Jan         | 0,071<br>(0,864)   | -                  | 0,078<br>(1,032)   | -                  |
| Mar         | 0,090<br>(1,099)   | -                  | 0,097<br>(1,283)   | -                  |
| Apr         | 0,013<br>(0,166)   | -                  | 0,014<br>(0,194)   | -                  |
| Mai         | 0,018<br>(0,266)   | -                  | 0,017<br>(0,232)   | -                  |
| Jun         | 0,092<br>(1,651)   | -                  | 0,096<br>(1,262)   | -                  |
| Jul         | 0,135<br>(0,958)   | -                  | 0,142<br>(1,873)   | -                  |
| Aug         | 0,078<br>(0,958)   | -                  | 0,079<br>(1,046)   | -                  |
| Sep         | 0,056<br>(0,689)   | -                  | 0,055<br>(0,735)   | -                  |
| Okt         | 0,114<br>(1,392)   | -                  | 0,118<br>(1,561)   | -                  |
| Nov         | 0,219<br>(2,672)   | 0,152<br>(2,516)   | 0,230<br>(3,035)   | 0,160<br>(2,858)   |
| Dez         | 0,409<br>(4,973)   | 0,341<br>(5,636)   | 0,430<br>(5,660)   | 0,360<br>(6,409)   |
| $R^2$       | 0,1118             | 0,0971             | 0,1405             | 0,1221             |
| $R^2_{Adj}$ | 0,0816             | 0,0917             | 0,1113             | 0,1168             |
| RMSE        | 0,30775            | 0,30606            | 0,28468            | 0,28381            |
| N           | 336                | 336                | 336                | 336                |
| DW-d        | 0,117              | 0,147              | 0,151              | 0,192              |

Hinweise: In Klammern sind die t-Werte der geschätzten Koeffizienten angegeben. Die  $R^2$ -Werte geben den »Goodness-of-Fit« an, RMSE repräsentiert den »Root-Mean-Square-Error«, N die Anzahl der Beobachtungen und DW-d den Wert der Durbin-Watson-d-Statistik.

Tabelle E.6

**Ökonomische Zeitreihenvariablen und  
saisonale Dummies (2)**

|             | lnTaxBd            | lnTaxBd            | RealKap            | lnProdN            | lnProdN            |
|-------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| Konst       | 9,547<br>(235,715) | 9,562<br>(662,322) | 4,907<br>(22,436)  | 4,474<br>(125,402) | 4,494<br>(392,002) |
| Jan         | -0,050<br>(-0,875) | -                  | -0,007<br>(-0,023) | -0,040<br>(-0,804) | -                  |
| Mar         | 0,257<br>(4,500)   | 0,242<br>(5,606)   | 0,017<br>(0,058)   | 0,064<br>(1,281)   | -                  |
| Apr         | -0,050<br>(-0,878) | -                  | -0,017<br>(-0,058) | 0,054<br>(1,082)   | -                  |
| Mai         | -0,030<br>(-0,529) | -                  | 0,046<br>(0,150)   | 0,047<br>(0,951)   | -                  |
| Jun         | 0,333<br>(5,820)   | 0,318<br>(7,351)   | 0,135<br>(0,439)   | 0,062<br>(1,239)   | -                  |
| Jul         | 0,083<br>(1,449)   | -                  | 0,178<br>(0,577)   | -0,028<br>(-0,573) | -                  |
| Aug         | 0,056<br>(0,985)   | -                  | 0,132<br>(0,427)   | -0,077<br>(-1,530) | -                  |
| Sep         | 0,340<br>(5,948)   | 0,325<br>(7,520)   | 0,075<br>(0,242)   | 0,074<br>(1,475)   | -                  |
| Okt         | 0,057<br>(0,999)   | -                  | 0,039<br>(0,127)   | 0,109<br>(2,172)   | 0,089<br>(2,348)   |
| Nov         | 0,053<br>(0,940)   | -                  | 0,007<br>(0,023)   | 0,112<br>(2,222)   | 0,091<br>(2,414)   |
| Dez         | 0,687<br>(12,006)  | 0,672<br>(15,533)  | -0,053<br>(-0,173) | 0,045<br>(0,910)   | -                  |
| $R^2$       | 0,5024             | 0,4833             | 0,0035             | 0,0863             | 0,0303             |
| $R^2_{Adj}$ | 0,4855             | 0,4771             | -0,0303            | 0,0553             | 0,0244             |
| RMSE        | 0,21434            | 0,21609            | 1,15736            | 0,18881            | 0,19187            |
| N           | 336                | 336                | 336                | 336                | 336                |
| DW-d        | 0,199              | 0,230              | 0,076              | 0,049              | 0,154              |

Hinweise: In Klammern sind die t-Werte der geschätzten Koeffizienten angegeben. Die  $R^2$ -Werte geben den »Goodness-of-Fit« an, RMSE repräsentiert den »Root-Mean-Square-Error«, N die Anzahl der Beobachtungen und DW-d den Wert der Durbin-Watson-d-Statistik.

In den beiden Tabellen E.5 und E.6 finden sich unter den Parameterschätzungen in Klammern die t-Werte. Darüber hinaus sind sowohl der  $R^2$ - als auch der  $R^2_{Adj}$ -Wert angegeben, die jeweils einen Eindruck des »Goodness-of-Fit« vermitteln, wobei der  $R^2_{Adj}$ -Wert die Anzahl der geschätzten Parameter berücksichtigt. (Der jeweilige  $R^2$ -Wert gibt den Anteil, der durch die Regression erklärten Varianz an der gesamten Varianz der Zeitreihen an.) Daneben ist der »Root-Mean-Square-Error« (RMSE) – auch als SEE (»Standard-Estimate-of-Error«) bekannt – und die Durbin-Watson-d-Statistik (DW-d) in den beiden Tabellen aufgeführt. Der RMSE ist die Wurzel aus dem »Mean-Square-Error«, der durch  $\sum_{i=1}^n \hat{\epsilon}_i^2/n$  definiert ist. Der »Mean-Square-Error« gibt die Varianz des Fehlertermes an und damit der RMSE die Standardabweichung des Fehlertermes. Die DW-d-Teststatistik testet die Residuen auf Autokorrelation erster Ordnung [siehe Davidson und MacKinnon (1993, S. 361–363)]. Zusätzlich ist die Anzahl der Beobachtungen (»N«) aufgeführt.

In Hinblick auf die staatlichen Ausgaben »lnAusBd« und »lnAusBdI« sind lediglich die beiden Monate November und Dezember statistisch signifikant. Allerdings verfügen die Regressionen über keinen besonders hohen Erklärungsgrad und weisen auf autokorrelierte Residuen hin. Die Regressionsanalyse der langfristigen Realzinsen »RealKap« bringt keine statistisch signifikanten Saisondummies hervor und bestätigt autokorrelierte Residuen. Darüber hinaus ist der Erklärungsbeitrag unerheblich. Demgegenüber wird wiederum die Saison-Hypothese in Hinblick auf die Steuereinnahmen »lnTaxBd« bestätigt: Die Monate März, Juni, September und Dezember sind statistisch signifikant. Daneben tragen diese Regressionsgleichungen zu einem erheblichen Teil zur Erklärung der gesamten Varianz der Zeitreihe »lnTaxBd« bei. Allerdings sind wiederum die Residuen autokorreliert. Die ökonomische Variable »lnProdN« weist lediglich zwei statistisch signifikante Monate (Oktober und November) auf.

Als Fazit kann festgehalten werden, daß insbesondere die Steuereinnahmen des Bundes (»lnTaxBd«) statistisch signifikante Monatsdummies zu den Monaten März, Juni, September sowie Dezember aufweisen, während bei den staatlichen Ausgaben die Monate November und Dezember statistisch signifikant sind. Beim Produktionsoutput »lnProdN« weisen die Monate Oktober und November statistisch signifikante Parameter auf. Insgesamt sind demnach fünf Monate als statistisch signifikant über die Gesamtheit der ökonomischen Variablen anzusehen: Die Monate März, Juni, September, November sowie Dezember.

cc) Modellierung der stochastischen Prozesse  
der ökonomischen Zeitreihen

Grundlage dieses Abschnittes ist die Unterstellung, daß die ökonomischen Variablen sich als stochastische Prozesse ansehen lassen.<sup>29</sup> Die beobachteten (ökonomischen) Zeitreihen werden als Realisierungen stochastischer Prozesse – und damit als dynamische Vorgänge mit Zufallscharakter – interpretiert [siehe Schlittgen und Streitberg (1991, S. 69)]. Grundlage der ökonometrischen Modellierung der stochastischen Prozesse ist der Ansatz von Box und Jenkins (1970).<sup>30</sup>

Die Tabellen E.7 bis E.10 enthalten die Schätzungen für die relevanten ökonomischen Variablen.<sup>31</sup> Die Tabellen beinhalten jeweils zunächst einfache beschreibende Statistiken; hierbei handelt es sich um den Durchschnittswert (»E[.]«), die Standardabweichung (»StdAbw«) sowie die Anzahl der Beobachtungen (»N«). Diese Angaben beziehen sich auf die Originalzeitreihe und die aufgeführten Differenzierungen der Originalzeitreihe. Sodann wurden regelmäßig verschiedene ARMA-Modelle geschätzt. Diese Schätzungen sind in der zweiten Hälfte der Tabellen enthalten. Generell ist hierbei immer angegeben, um welchen »Modelltypen« es sich bei der Schätzung handelt – und damit welche Art von Integration – im Sinne von  $(1 - B^s)^D(1 - B)^d = \nabla_s^D \nabla^d$  – vorliegt. Diese Angabe ist unter der Spalte »Variable« aufgeführt. Die geschätzten Koeffizienten der ARMA-Modelle sind unter der Bezeichnung »Parameter« aufgeführt. AR<sub>i,j</sub> wie MA<sub>i,j</sub> weist auf den entsprechenden autoregressiven Parameter beziehungsweise »Moving-Average«-Parameter hin: Das Subskript i identifiziert den entsprechenden Polynomfaktor, während das Subskript j den j-ten Term im i-ten Faktor angibt. Unter der Spalte »Lag« findet sich die Angabe, zu welchem Lag die Parameter geschätzt wurden. Zur Bestimmung der Signi-

<sup>29</sup> Im Rahmen der Betrachtung der Zeitreihenanalyse haben vor allem die *linearen* stochastischen Prozesse eine besondere Bedeutung. Lineare stochastische Prozesse sind durch eine lineare Beziehung zum »White-Noise«-Prozeß gekennzeichnet; es existiert eine lineare Verknüpfung zwischen den beobachtbaren Zufallsvariablen und den Zufallsschocks [siehe Schlittgen und Streitberg (1991, S. 83–85)]. Diese Prozesse liegen der nachstehenden Analyse zugrunde. Siehe für einen umfassenden Überblick insbesondere Caines (1988) sowie Hannan und Deistler (1988).

<sup>30</sup> Eine ausführliche Beschreibung des ARIMA-Ansatzes findet sich bei Box und Jenkins (1970). Darüber hinaus sind auch die Ausführungen von Pankratz (1983) sowie von Granger und Newbold (1986, S. 13–44 und 76–119) empfehlenswert. Die genannten Quellen geben einen Überblick sowohl in bezug auf die Identifizierung als auch die Schätzmethoden.

<sup>31</sup> Die Schätzung der stochastischen Prozesse der ökonomischen Variablen erfolgte unter Verwendung der Routine »PROC ARIMA« des statistischen Programmpaketes SAS.

Tabelle E.7

**Univariate Modellierung des Outputs  
»lnProdN« durch den ARIMA-Ansatz**

| Integration         | E[·]   | StdAbw | N   |  |
|---------------------|--------|--------|-----|--|
|                     | 4,510  | 0,193  | 336 |  |
| $(1-B^1)$           | 0,001  | 0,076  | 335 |  |
| $(1-B^{12})$        | 0,021  | 0,058  | 324 |  |
| $(1-B^1)(1-B^{12})$ | 0,0001 | 0,041  | 323 |  |

| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable                         |
|------------------|---------------|--------|-------|----------------------------------|
| MA1,1            | 0,575         | 11,63  | 12    | $\nabla_{12}^1 \ln \text{ProdN}$ |
| AR1,1            | 0,338         | 6,43   | 1     | $\nabla_{12}^1 \ln \text{ProdN}$ |
| AR1,2            | 0,363         | 7,03   | 2     | $\nabla_{12}^1 \ln \text{ProdN}$ |
| AR1,3            | 0,248         | 4,71   | 3     | $\nabla_{12}^1 \ln \text{ProdN}$ |
| AR1,4            | -0,233        | -5,10  | 22    | $\nabla_{12}^1 \ln \text{ProdN}$ |
| AR1,5            | 0,163         | 3,52   | 23    | $\nabla_{12}^1 \ln \text{ProdN}$ |
| RMSE             | 0,0296        |        |       |                                  |
| AIC              | -1347,772     |        |       |                                  |
| White-Noise-Test | $\chi^2 (12)$ | 10,63  | Prob: | 0,101                            |
|                  | $\chi^2 (18)$ | 15,16  | Prob: | 0,233                            |

| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable                                  |
|------------------|---------------|--------|-------|---|
| MA1,1            | 0,579         | 12,07  | 12    | $\nabla_{12}^1 \nabla^1 \ln \text{ProdN}$ |
| AR1,1            | -0,623        | -12,02 | 1     | $\nabla_{12}^1 \nabla^1 \ln \text{ProdN}$ |
| AR1,2            | -0,245        | -4,73  | 2     | $\nabla_{12}^1 \nabla^1 \ln \text{ProdN}$ |
| AR1,3            | -0,205        | -4,64  | 22    | $\nabla_{12}^1 \nabla^1 \ln \text{ProdN}$ |
| RMSE             | 0,0299        |        |       |   |
| AIC              | -1338,155     |        |       |   |
| White-Noise-Test | $\chi^2 (12)$ | 13,17  | Prob: | 0,106                                     |
|                  | $\chi^2 (18)$ | 16,26  | Prob: | 0,298                                     |

Hinweise: Der obere Teil der Tabelle enthält beschreibende Statistiken für verschiedene Arten der Differenzierung der Originalzeitreihe. Der untere Teil beinhaltet Schätzungen für ARIMA-Modelle, wobei durch die Variable die Art des Modelles spezifiziert ist. RMSE repräsentiert den »Root-Mean-Square-Error« sowie AIC das Modellselektionskriterium von Akaike (1974). Der White-Noise-Test beinhaltet den Test von Ljung und Box (1978).

fikanz des geschätzten Koeffizienten sind die üblichen t-Werte angegeben. Zur Einschätzung der Modell-Selektion wurde in den nachfolgenden Tabellen »Akaike's Information Criterion« (AIC) angegeben [vgl. Akaike (1974), Harvey (1993, S. 79/80) sowie Mills (1990, S. 138)]. Dieses Selektionsmaß ist definiert durch die Likelihood-Funktion LF und die Anzahl der freien Parameter  $k$ :

$$(E.83) \quad AIC = -2 \log(LF) + 2k.$$

Zur Überprüfung des »Lack-of-Fit« des geschätzten Modelles im Sinne eines »Diagnostic-Checkings« wurde entsprechend Ljung und Box (1978) der  $\chi^2$ -Wert zum Lag  $j$  unter Verwendung der geschätzten Residuen  $a_t$  berechnet:

$$(E.84) \quad \chi^2(j) = n(n+2) \sum_{k=1}^m \frac{r_k^2}{n-k} \text{ mit } r_k = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} a_t a_{t+k}}{\sum_{t=1}^n a_t^2}.$$

In der Tabelle findet sich diese Test-Statistik zum Test der Residuen auf einen »White-Noise«-Prozeß unter dem Begriff des » $\chi^2(j)$ «-Wertes, der zusätzlich die Anzahl der berücksichtigten Autokorrelationen  $j$  der Residuen sowie den Wahrscheinlichkeitswert (»Prob«), daß noch größere Werte existieren, angibt. Im Rahmen der hier vorgenommenen Schätzungen wurden jeweils 12 beziehungsweise 18 Autokorrelationen verwendet.

Die Modellierung des stochastischen Prozesses des Outputs »InProdN« findet sich in der Tabelle E.7. Die Autokorrelationsfunktion der Ursprungszeitreihe »InProdN« weist schwach abnehmende Werte auf, die darauf schließen lassen, daß diese Zeitreihe nicht stationär ist. Die Autokorrelationen bis zum Lag 24 sind statistisch signifikant. Die partielle Autokorrelationsfunktion verfügt über statistisch signifikante Peaks zu den Lags eins sowie drei bis vierzehn und zum Lag 25. Die Gestalt der Autokorrelationsfunktion (ACF) und der partiellen Autokorrelationsfunktion (PACF) legen das Erfordernis der Differenzierung der Zeitreihe nahe. Die einmal differenzierte Zeitreihe »InProdN« ( $= \nabla^1$  »InProdN«) weist wiederum charakteristische Peaks zum Lag 12, 24, 36, 48 und 60 auf, die nur recht langsam abnehmende Werte annehmen; darüber hinaus liegen auch noch statistisch signifikante Peaks zu den Lags drei bis zehn sowie zu höheren Lags vor. Insbesondere die charakteristischen Peaks zur saisonalen Figur, d. h. zum Lag 12 und ganzzahligen Vielfachen, lassen den Schluß zu, daß eine Differenzierung der ersten Ordnung zur Saisonfigur erforderlich ist. Zunächst wurde aber erst die ACF und die PACF der transformierten Zeitreihe  $\nabla_{12}^1$  »InProdN« geschätzt. Die Autokorrelationsfunktion nimmt recht langsam ab und verfügt erst ab Lag 11 über keinen statistisch signifikanten Peak mehr. Demgegenüber hat die partielle Autokorrelations-

Tabelle E.8

Univariate Modellierung der Steuereinnahmen  
»lnTaxBd« durch den ARIMA-Ansatz

|   |         |        |     |  |
|---|---------|--------|-----|--|
| Integration                             | E[.]    | StdAbw | N   |  |
|   | 9,692   | 0,298  | 336 |  |
| (1-B <sup>1</sup> )                     | 0,003   | 0,356  | 335 |  |
| (1-B <sup>12</sup> )                    | 0,029   | 0,069  | 324 |  |
| (1-B <sup>1</sup> )(1-B <sup>12</sup> ) | 0,00002 | 0,064  | 323 |  |

|                  |               |        |       |                                  |
|------------------|---------------|--------|-------|----------------------------------|
| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable                         |
| MA1,1            | 0,485         | 9,20   | 12    | $\nabla_{12}^1 \ln \text{TaxBd}$ |
| AR1,1            | 0,210         | 3,93   | 1     | $\nabla_{12}^1 \ln \text{TaxBd}$ |
| AR1,2            | 0,318         | 6,13   | 2     | $\nabla_{12}^1 \ln \text{TaxBd}$ |
| AR1,3            | 0,319         | 5,95   | 3     | $\nabla_{12}^1 \ln \text{TaxBd}$ |
| AR2,1            | 0,191         | 3,36   | 9     | $\nabla_{12}^1 \ln \text{TaxBd}$ |
| RMSE             | 0,0469        |        |       |                                  |
| AIC              | -1053,726     |        |       |                                  |
| White-Noise-Test | $\chi^2$ (12) | 9,84   | Prob: | 0,198                            |
|                  | $\chi^2$ (18) | 11,59  | Prob: | 0,561                            |

|                  |               |        |       |   |
|------------------|---------------|--------|-------|---|
| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable                                  |
| MA1,1            | 0,503         | 9,79   | 12    | $\nabla_{12}^1 \nabla^1 \ln \text{TaxBd}$ |
| AR1,1            | -0,742        | -14,06 | 1     | $\nabla_{12}^1 \nabla^1 \ln \text{TaxBd}$ |
| AR1,2            | -0,371        | -7,13  | 2     | $\nabla_{12}^1 \nabla^1 \ln \text{TaxBd}$ |
| AR2,1            | 0,170         | 3,08   | 9     | $\nabla_{12}^1 \nabla^1 \ln \text{TaxBd}$ |
| RMSE             | 0,0476        |        |       |   |
| AIC              | -1040,682     |        |       |   |
| White-Noise-Test | $\chi^2$ (12) | 13,57  | Prob: | 0,094                                     |
|                  | $\chi^2$ (18) | 15,17  | Prob: | 0,366                                     |

Hinweise: Der obere Teil der Tabelle enthält beschreibende Statistiken für verschiedene Arten der Differenzierung der Originalzeitreihe. Der untere Teil beinhaltet Schätzungen für ARIMA-Modelle, wobei durch die Variable die Art des Modelles spezifiziert ist. RMSE repräsentiert den »Root-Mean-Square-Error« sowie AIC das Modellselektionskriterium von Akaike (1974). Der White-Noise-Test beinhaltet den Test von Ljung und Box (1978).



funktion statistisch signifikante Peaks zu den Lags eins bis vier, zehn bis vierzehn sowie zu weiteren höheren Lags. In der Tabelle E.7 findet sich für diesen Modelltypen eine entsprechende ARMA-Modellierung. Insgesamt müssen allerdings sechs Parameter geschätzt werden. Die Analyse des Prozesses  $\nabla_{12}^1 \nabla^1$  »lnProdN« führt zu einer geschätzten SACF, die signifikante Peaks zu den Lags eins, drei sowie elf, zwölf und zu einigen höheren Lags hat. Die partielle Autokorrelationsfunktion besitzt ebenfalls einige signifikante Lags – so zu den Lags eins, zwei, elf, zwölf, dreizehn sowie 22. Für diesen Modelltypen findet sich in der Tabelle E.7 eine entsprechende ARMA-Modellierung. Diese Modellierung kommt mit lediglich vier geschätzten Parametern aus, hat aber im Vergleich zur anderen Modellanpassung einen geringfügig größeren AIC-Wert und RMSE-Wert. In beiden Modellen sind die Residuen nicht miteinander korreliert.

Als nächstes sei die ARIMA-Modellierung der Steuereinnahmen des Bundes »lnTaxBd« betrachtet (siehe die Tabelle E.8). Die Originalzeitreihe weist statistisch signifikante Peaks zum Lag drei und Vielfachen von drei in bezug auf die Autokorrelationsfunktion auf, die nur langsam abnehmende Werte besitzen. Die partielle Autokorrelationsfunktion verfügt über charakteristische Peaks zu den Lags drei, sechs und zwölf sowie für weitere Werte. Eine Differenzierung der Zeitreihe bietet sich an, wobei durch Bildung erster Differenzen zusätzliche Peaks in der geschätzten Autokorrelationsfunktion geschaffen werden. Es bietet sich daher die Bildung erster saisonaler Differenzen, d. h. die Integration  $\nabla_{12}^1$ , an. Die Autokorrelationsfunktion nimmt jedoch für diesen Fall langsam abnehmende Werte an, die erst zum Lag zehn nicht länger statistisch signifikant sind. Die partielle Autokorrelationsfunktion besitzt relevante Peaks zu den Lags eins bis drei sowie zehn bis dreizehn. In der Tabelle E.8 findet sich für diesen Modelltypen eine ARMA-Modellierung. Die Analyse des Prozesses  $\nabla_{12}^1 \nabla^1$  »lnTaxBd« reduziert nochmals geringfügig die Standardabweichung. Die geschätzte ACF verfügt über charakteristische Peaks zu den Lags eins, vier und zwölf sowie zu einigen höheren Lags. Die partielle ACF besitzt Peaks zu den Lags eins, zwei, vier sowie acht bis dreizehn. Für diesen Modelltypen enthält Tabelle E.8 ebenfalls eine ARMA-Anpassung. Die Schätzung ist durch einen geringeren AIC- und RMSE-Wert gekennzeichnet. Beide Schätzungen in der Tabelle E.8 sind mit nicht autokorrelierten Residuen verbunden.

Die Ergebnisse der ARIMA-Modellierung für die staatlichen nichtzins-tragenden Ausgaben »lnAusBdI« findet sich in der Tabelle E.9. Die geschätzte Autokorrelationsfunktion der Originalzeitreihe ist durch langsam abnehmende Werte gekennzeichnet, die erst ab dem Lag 27 nicht länger statistisch signifikant ist. Insbesondere der Lag zwölf und ganzzahlige Vielfache zeichnen sich durch besonders hohe Werte aus. Die partielle Autokorrelationsfunktion verfügt über charakteristische Peaks zu den Lags eins bis

Tabelle E.9

Univariate Modellierung der staatlichen Ausgaben  
»lnAusBdI« durch den ARIMA-Ansatz

|   |         |        |     |  |
|---|---------|--------|-----|--|
| Integration                             | E[.]    | StdAbw | N   |  |
|   | 9,863   | 0,301  | 336 |  |
| (1-B <sup>1</sup> )                     | 0,004   | 0,165  | 335 |  |
| (1-B <sup>12</sup> )                    | 0,038   | 0,093  | 324 |  |
| (1-B <sup>1</sup> )(1-B <sup>12</sup> ) | -0,0007 | 0,113  | 323 |  |

|                  |               |        |       |                          |
|------------------|---------------|--------|-------|--------------------------|
| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable                 |
| MA1,1            | 0,795         | 18,20  | 1     | $\nabla_{12}^1$ lnAusBdI |
| MA2,1            | 0,609         | 12,63  | 12    | $\nabla_{12}^1$ lnAusBdI |
| AR1,1            | 0,974         | 55,88  | 1     | $\nabla_{12}^1$ lnAusBdI |
| AR2,1            | -0,156        | -2,75  | 13    | $\nabla_{12}^1$ lnAusBdI |
| RMSE             | 0,0764        |        |       |                          |
| AIC              | -736,626      |        |       |                          |
| White-Noise-Test | $\chi^2$ (12) | 7,42   | Prob: | 0,492                    |
|                  | $\chi^2$ (18) | 12,94  | Prob: | 0,531                    |

|                  |               |        |       |                                   |
|------------------|---------------|--------|-------|-----------------------------------|
| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable                          |
| MA1,1            | 0,781         | 22,25  | 1     | $\nabla_{12}^1 \nabla^1$ lnAusBdI |
| MA2,1            | 0,589         | 12,50  | 12    | $\nabla_{12}^1 \nabla^1$ lnAusBdI |
| AR1,1            | -0,150        | -2,68  | 13    | $\nabla_{12}^1 \nabla^1$ lnAusBdI |
| RMSE             | 0,0777        |        |       |                                   |
| AIC              | -723,784      |        |       |                                   |
| White-Noise-Test | $\chi^2$ (12) | 7,55   | Prob: | 0,580                             |
|                  | $\chi^2$ (18) | 13,21  | Prob: | 0,586                             |

Hinweise: Der obere Teil der Tabelle enthält beschreibende Statistiken für verschiedene Arten der Differenzierung der Originalzeitreihe. Der untere Teil beinhaltet Schätzungen für ARIMA-Modelle, wobei durch die Variable die Art des Modelles spezifiziert ist. RMSE repräsentiert den »Root-Mean-Square-Error« sowie AIC das Modellselektionskriterium von Akaike (1974). Der White-Noise-Test beinhaltet den Test von Ljung und Box (1978).

Tabelle E.10

**Univariate Modellierung der langfristigen realen  
Zinsen »KapZins« durch den ARIMA-Ansatz**

| Integration         | E[.]   | StdAbw | N   |  |
|---------------------|--------|--------|-----|--|
|                     | 4,953  | 1,138  | 336 |  |
| $(1-B^1)$           | -0,013 | 0,315  | 335 |  |
| $(1-B^{12})$        | -0,175 | 1,173  | 324 |  |
| $(1-B^1)(1-B^{12})$ | -0,007 | 0,499  | 323 |  |

| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable |
|------------------|---------------|--------|-------|----------|
| MA1,1            | -0,284        | -5,27  | 1     | KapZins  |
| MA2,1            | 0,293         | 5,29   | 12    | KapZins  |
| AR1,1            | 0,960         | 52,32  | 1     | KapZins  |
| AR2,1            | 0,216         | 3,93   | 11    | KapZins  |
| RMSE             | 0,288         |        |       |          |
| AIC              | 127,546       |        |       |          |
| White-Noise-Test | $\chi^2$ (12) | 2,48   | Prob: | 0,963    |
|                  | $\chi^2$ (18) | 5,34   | Prob: | 0,980    |

| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable           |
|------------------|---------------|--------|-------|--------------------|
| MA1,1            | 0,343         | 6,11   | 12    | $\nabla^1$ KapZins |
| AR1,1            | 0,247         | 4,68   | 1     | $\nabla^1$ KapZins |
| AR2,1            | 0,195         | 3,62   | 11    | $\nabla^1$ KapZins |
| RMSE             | 0,2911        |        |       |                    |
| AIC              | 128,461       |        |       |                    |
| White-Noise-Test | $\chi^2$ (12) | 5,51   | Prob: | 0,788              |
|                  | $\chi^2$ (18) | 8,77   | Prob: | 0,889              |

Hinweise: Der obere Teil der Tabelle enthält beschreibende Statistiken für verschiedene Arten der Differenzierung der Originalzeitreihe. Der untere Teil beinhaltet Schätzungen für ARIMA-Modelle, wobei durch die Variable die Art des Modelles spezifiziert ist. RMSE repräsentiert den »Root-Mean-Square-Error« sowie AIC das Modellselektionskriterium von Akaike (1974). Der White-Noise-Test beinhaltet den Test von Ljung und Box (1978).

fünf, elf bis fünfzehn sowie zu einigen weiteren Lags. Eine Differenzierung der Originalzeitreihe scheint angebracht. Die Bildung erster Differenzen resultiert in einer geschätzten Autokorrelationsfunktion, die über statistisch signifikante Peaks zu den Lags eins, zwei, zehn bis fünfzehn und insbesondere zu ganzzahligen Vielfachen von zwölf verfügt. Auch die partielle Autokorrelationsfunktion besitzt einschlägige Peaks bei den Lags eins bis sechs, zehn bis fünfzehn sowie zu weiteren Lags. Die Bildung erster saisonaler Differenzen mündet in einer geschätzten Autokorrelationsfunktion, die wiederum statistisch signifikante Peaks zu den Lags ein bis sechs sowie zwölf und 26 hat. Auch die partielle Autokorrelationsfunktion besitzt erneut signifikante Peaks zu den Lags eins bis fünf, sieben sowie zwölf, 25 und 36. Tabelle E.9 enthält für diesen Modelltyp eine ARMA-Anpassung. Die Analyse des Prozesses  $\nabla_{12}^1 \nabla^1 \text{ »lnAusBdI«}$  führt zu einer geschätzten Autokorrelationsfunktion, die charakteristische Peaks bei den Lags eins sowie neun bis zwölf hat. Statistisch signifikante Peaks zu den Lags eins bis vier, elf, dreizehn sowie vierzehn stellen sich für die geschätzte partielle Autokorrelationsfunktion ein. Tabelle E.9 enthält für diesen Modelltypen ebenfalls eine ARMA-Anpassung.

Die Modellierung des stochastischen Prozesses der langfristigen Realzinsen »RealKap« ist in Tabelle E.10 enthalten. Die geschätzte Autokorrelationsfunktion besitzt langsam abnehmende Werte, die ab Lag zwölf nicht länger statistisch signifikant sind. In Hinblick auf die geschätzte partielle Autokorrelationsfunktion liegen signifikante Peaks zu den Lags eins, zwei, zwölf und dreizehn vor. In der Tabelle E.10 findet sich für diesen Modelltypen eine ARMA-Modellierung. Aufgrund der charakteristischen Gestalt der ACF und der PACF der Originalzeitreihe bietet sich eine Differenzierung der Zeitreihe an. Die Bildung erster Differenzen – d. h.  $\nabla^1$  – resultiert für die Autokorrelationsfunktion in charakteristischen Peaks zu den Lags eins und zwölf und für die partielle Autokorrelationsfunktion ebenfalls zu diesen Lags. Die Tabelle E.10 enthält für diesen Modelltypen ebenfalls eine ARMA-Modellierung. Die Bildung erster saisonaler Differenzen – und damit die Analyse des Prozesses  $\nabla_{12}^1 \text{ »RealKap«}$  – generiert lediglich zusätzliche signifikante Peaks in der geschätzten Autokorrelationsfunktion.

#### dd) Generierung der Budgetdefizite im Sinne des Ansatzes von Huang und Lin (1993)

Im Rahmen des theoretischen wie empirischen Ansatzes von Huang und Lin (1993) kommt der Modellierung der Budgetdefizite eine zentrale Bedeutung zu. Die Ausführungen im Abschnitt E.II.1 haben verdeutlicht,

Tabelle E.11

**Berechnung des  $\Omega$ - und des  $\rho$ -Wertes für  
unterschiedliche Zeiträume**

| Zeitraum | 1966:1 bis<br>1990:12 | 1966:1 bis<br>1985:12 | 1966:1 bis<br>1980:12 | 1966:1 bis<br>1976:12 | 1966:1 bis<br>1971:12 |
|----------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| $\Omega$ | 0,874                 | 0,930                 | 0,962                 | 0,978                 | 0,985                 |
| $\rho$   | 0,991                 | 0,993                 | 0,994                 | 0,994                 | 0,995                 |

daß unter Verwendung einer loglinearisierten intertemporalen Budgetbeschränkung sowie der Berücksichtigung der »Martingale«-Eigenschaft der Steuersätze die Minimierung der intertemporalen Überschußbelastung einer verzerrenden Besteuerung die Budgetdefizite mit den beiden ökonomischen Variablen – staatliche Ausgaben  $g_t$  sowie Output  $y_t$  – durch die Beziehung

$$(E.85) \quad s_t = E_t \left[ \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j \left( \Delta g_{t+j} - \frac{1}{\Omega} \Delta y_{t+j} \right) \right]$$

verbunden sind. Hierbei sind die Budgetdefizite  $s_t$  durch den Zusammenhang

$$(E.86) \quad s_t \equiv \frac{1}{\Omega} t_t - g_t - \frac{1 - \Omega}{\Omega} b_t$$

definiert [siehe Huang und Lin (1993, S. 323)]. Huang und Lin (1993, S. 322, Fußnoten 6 und 7) unterstellen, daß der Durchschnittswert von  $1 - T/\Phi$  und von  $1 - G/\Phi$  der zeitinvarianten Variablen  $\rho$  entspricht, während die zeitinvariante Variable  $\Omega$  als der Durchschnittswert von  $1 - B/\Phi$  interpretiert werden kann [vgl. die Ausführungen im Abschnitt C.I.1.b sowie Huang und Lin (1993, S. 322)]. In Hinblick auf die Generierung der Budgetdefizite  $s_t$  im Sinne von Huang und Lin (1993) ist daher der Variablenwert von  $\Omega$  zu bestimmen. Hierzu muß zunächst die  $\Phi$ -Zeitreihe (für den Untersuchungszeitraum) generiert werden; diese ist entsprechend der durchgeführten Loglinearisierung wie folgt definiert:

$$(E.87) \quad \Phi_0 = \sum_{t=0}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^t T_t \text{ sowie } \Phi_{t+1} = (1+r)(\Phi_t - T_t).$$

Tabelle E.12

**Lage- und Streuungsparameter der  
Budgetdefizite »deficit« unter  
Beachtung unterschiedlicher  $\Omega$ -Werte**

| deficit-Variable<br>für $\Omega$ -Wert | $E[\cdot]$ | StdAbw   | Summe    | N   |
|--|------------|----------|----------|-----|
| 0,962                                  | -0,26144   | 0,228727 | -87,8438 | 336 |
| 0,978                                  | -0,22257   | 0,219614 | -74,7832 | 336 |
| 0,985                                  | -0,20596   | 0,215894 | -69,2026 | 336 |

Hinweise: Die Tabelle beinhaltet für drei verschiedene  $\Omega$ -Werte beschreibende Statistiken für die entsprechend generierten »deficit«-Zeitreihen;  $E[\cdot]$  ist der Erwartungswert, StdAbw die Standardabweichung, Summe entspricht der Summe aller Werte und N repräsentiert die Anzahl der Beobachtungen.

Der Realzinssatz beträgt auf der Grundlage der statistischen Untersuchung – die sich in der Tabelle E.3 artikuliert – 4,9532%. Da jedoch der empirischen Analyse Monatsdaten zugrundeliegen, muß dieser Wert noch durch zwölf dividiert werden. Somit beträgt der relevante (monatliche) Zinssatz 0,4128%. Auf Basis dieses Zinssatzes wurde sodann die  $\Phi$ -Zeitreihe ermittelt; der Wert für  $\Phi_0$  beträgt hierbei 2867459. Anschließend sind die Werte  $1 - B/\Phi$  zu berechnen und der sich hieraus ergebende Erwartungswert zu ermitteln. Dieser beläuft sich auf einen Wert in Höhe von 0,962 (siehe auch die Angaben in Tabelle E.11). (Bei Ableitung dieses Wertes wurde allerdings nicht der gesamte Untersuchungszeitraum zugrundegelegt, sondern lediglich der Zeitraum von 1966:1 bis 1980:12. Generell tendieren die generierten » $1 - B/\Phi$ «-Werte gegen Ende des Untersuchungszeitraumes gegen null. Dies ist auf den Umstand zurückzuführen, daß bei der Analyse nur ein endlicher Zeitraum zur Verfügung stand. Der »Tax-Smoothing«-Ansatz unterstellt dahingegen jedoch einen unendlichen Zeithorizont.)

Tabelle E.12 enthält die zentralen statistischen Kenngrößen für die Budgetdefizite »deficit« bei Verwendung unterschiedlicher Parameterwerte für den Gewichtungsfaktor  $\Omega$ . Prinzipiell weichen die entsprechenden statistischen Kenngrößen – insbesondere der Durchschnittswert (» $E[\cdot]$ «) und die Summe aller Werte (»Summe«) – voneinander ab. Tabelle E.13 stellt nochmals den Erwartungswert und die Standardabweichung für die Bud-

Tabelle E.13

**Lage- und Streuungsparameter unter  
Berücksichtigung der saisonalen  
Komponente für die Budgetdefizite  
»deficit« bei Verwendung verschiedener  
 $\Omega$ -Werte**

|           |        | deficit-Variable für $\Omega$ -Wert |          |          |
|-----------|--------|-------------------------------------|----------|----------|
|           |        | 0,962                               | 0,978    | 0,985    |
| Januar    | E[.]   | -0,42758                            | -0,38609 | -0,36836 |
|           | StdAbw | 0,30520                             | 0,28994  | 0,28344  |
| Februar   | E[.]   | -0,29744                            | -0,25657 | -0,23911 |
|           | StdAbw | 0,13789                             | 0,12773  | 0,12357  |
| März      | E[.]   | -0,12700                            | -0,09056 | -0,07499 |
|           | StdAbw | 0,19094                             | 0,17921  | 0,17431  |
| April     | E[.]   | -0,36439                            | -0,32270 | -0,30489 |
|           | StdAbw | 0,18948                             | 0,17731  | 0,17222  |
| Mai       | E[.]   | -0,34704                            | -0,30549 | -0,28774 |
|           | StdAbw | 0,14398                             | 0,13233  | 0,12751  |
| Juni      | E[.]   | -0,04704                            | -0,01178 | 0,00328  |
|           | StdAbw | 0,11960                             | 0,10988  | 0,10604  |
| Juli      | E[.]   | -0,35444                            | -0,31463 | -0,29762 |
|           | StdAbw | 0,11980                             | 0,10831  | 0,10360  |
| August    | E[.]   | -0,32013                            | -0,27947 | -0,26210 |
|           | StdAbw | 0,13138                             | 0,12022  | 0,11567  |
| September | E[.]   | -0,00083                            | 0,03494  | 0,05023  |
|           | StdAbw | 0,10891                             | 0,10004  | 0,09663  |
| Oktober   | E[.]   | -0,35890                            | -0,31807 | -0,30062 |
|           | StdAbw | 0,14087                             | 0,12814  | 0,12282  |
| November  | E[.]   | -0,47568                            | -0,43433 | -0,41666 |
|           | StdAbw | 0,18476                             | 0,17393  | 0,16947  |
| Dezember  | E[.]   | -0,01682                            | 0,01391  | 0,02705  |
|           | StdAbw | 0,12096                             | 0,12858  | 0,13205  |

Hinweis: Für jede der drei – unter Berücksichtigung des angegebenen  $\Omega$ -Wertes ermittelten – Budgetdefizit-Zeitreihen sind der Erwartungswert E[.] sowie die Standardabweichung StdAbw jeweils für die saisonalen, d. h. monatlichen Beobachtungen aufgeführt.



Tabelle E.14

**Budgetdefizite »deficit« unter Berücksichtigung  
unterschiedlicher  $\Omega$ -Werte und saisonale Dummies**

|             | deficit-Variable für $\Omega$ -Wert |                     |                    |                     |                    |                     |
|-------------|-------------------------------------|---------------------|--------------------|---------------------|--------------------|---------------------|
|             | 0,962                               | 0,962               | 0,978              | 0,978               | 0,985              | 0,985               |
| Konst       | -0,297<br>(-9,467)                  | -0,340<br>(-26,601) | -0,256<br>(-8,690) | -0,299<br>(-24,887) | -0,239<br>(-8,315) | -0,282<br>(-24,055) |
| Jan         | -0,130<br>(-2,929)                  | -0,087<br>(-2,575)  | -0,129<br>(-3,102) | -0,086<br>(-2,720)  | -0,129<br>(-3,178) | -0,086<br>(-2,784)  |
| Mar         | 0,170<br>(3,836)                    | 0,213<br>(6,303)    | 0,166<br>(3,976)   | 0,208<br>(6,562)    | 0,164<br>(4,036)   | 0,207<br>(6,674)    |
| Apr         | -0,066<br>(-1,507)                  | -                   | -0,066<br>(-1,584) | -                   | -0,065<br>(-1,617) | -                   |
| Mai         | -0,049<br>(-1,116)                  | -                   | -0,048<br>(-1,171) | -                   | -0,048<br>(-1,196) | -                   |
| Jun         | 0,250<br>(5,636)                    | 0,293<br>(8,665)    | 0,244<br>(5,862)   | 0,287<br>(9,037)    | 0,242<br>(5,960)   | 0,285<br>(9,198)    |
| Jul         | -0,056<br>(-1,283)                  | -                   | -0,058<br>(-1,390) | -                   | -0,058<br>(-1,439) | -                   |
| Aug         | -0,022<br>(-0,511)                  | -                   | -0,022<br>(-0,548) | -                   | -0,022<br>(-0,565) | -                   |
| Sep         | 0,296<br>(6,676)                    | 0,339<br>(10,030)   | 0,291<br>(6,981)   | 0,334<br>(10,504)   | 0,289<br>(7,115)   | 0,332<br>(10,711)   |
| Okt         | -0,061<br>(-1,383)                  | -                   | -0,061<br>(-1,473) | -                   | -0,061<br>(-1,512) | -                   |
| Nov         | -0,178<br>(-4,011)                  | -0,135<br>(-3,996)  | -0,177<br>(-4,257) | -0,134<br>(-4,235)  | -0,177<br>(-4,366) | -0,134<br>(-4,341)  |
| Dez         | 0,280<br>(6,316)                    | 0,323<br>(9,557)    | 0,270<br>(6,478)   | 0,313<br>(9,844)    | 0,266<br>(6,545)   | 0,309<br>(9,964)    |
| $R^2$       | 0,4891                              | 0,4836              | 0,5105             | 0,5046              | 0,5195             | 0,5135              |
| $R^2_{Adj}$ | 0,4717                              | 0,4742              | 0,4939             | 0,4956              | 0,5032             | 0,5046              |
| RMSE        | 0,16625                             | 0,16586             | 0,15624            | 0,15598             | 0,15217            | 0,15196             |
| N           | 336                                 | 336                 | 336                | 336                 | 336                | 336                 |
| DW-d        | 1,117                               | 1,127               | 1,244              | 1,254               | 1,302              | 1,312               |

Hinweise: In Klammern sind die t-Werte der geschätzten Koeffizienten angegeben. Die  $R^2$ -Werte geben den »Goodness-of-Fit« an, RMSE repräsentiert den »Root-Mean-Square-Error«, N die Anzahl der Beobachtungen und DW-d den Wert der Durbin-Watson-d-Statistik.

Tabelle E.15

**Univariate Modellierung der Budgetdefizite  
»deficit« durch den ARIMA-Ansatz**

| Integration          | E[·]    | StdAbw | N   |  |
|----------------------|---------|--------|-----|--|
|                      | -0,261  | 0,228  | 336 |  |
| (1-B <sup>1</sup> )  | -0,0003 | 0,326  | 335 |  |
| (1-B <sup>12</sup> ) | -0,012  | 0,116  | 324 |  |

| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable |
|------------------|---------------|--------|-------|----------|
| MA1,1            | -0,163        | -2,91  | 5     | deficit  |
| MA2,1            | 0,536         | 9,82   | 12    | deficit  |
| AR1,1            | 0,251         | 5,02   | 2     | deficit  |
| AR1,2            | 0,321         | 6,47   | 3     | deficit  |
| AR2,1            | 0,968         | 70,91  | 12    | deficit  |
| RMSE             | 0,0920        |        |       |          |
| AIC              | -623,715      |        |       |          |
| White-Noise-Test | $\chi^2$ (12) | 9,51   | Prob: | 0,218    |
|                  | $\chi^2$ (18) | 20,93  | Prob: | 0,074    |

| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable                |
|------------------|---------------|--------|-------|-------------------------|
| MA1,1            | 0,567         | 11,83  | 12    | $\nabla_{12}^1$ deficit |
| AR1,1            | 0,111         | 2,08   | 1     | $\nabla_{12}^1$ deficit |
| AR1,2            | 0,230         | 4,28   | 2     | $\nabla_{12}^1$ deficit |
| AR1,3            | 0,234         | 4,26   | 3     | $\nabla_{12}^1$ deficit |
| AR1,4            | 0,115         | 2,08   | 5     | $\nabla_{12}^1$ deficit |
| RMSE             | 0,0921        |        |       |                         |
| AIC              | -615,506      |        |       |                         |
| White-Noise-Test | $\chi^2$ (12) | 8,88   | Prob: | 0,262                   |
|                  | $\chi^2$ (18) | 19,74  | Prob: | 0,102                   |

Hinweise: Der obere Teil der Tabelle enthält beschreibende Statistiken für verschiedene Arten der Differenzierung der Originalzeitreihe. Der untere Teil beinhaltet Schätzungen für ARIMA-Modelle, wobei durch die Variable die Art des Modelles spezifiziert ist. RMSE repräsentiert den »Root-Mean-Square-Error« sowie AIC das Modellselektionskriterium von Akaike (1974). Der White-Noise-Test beinhaltet den Test von Ljung und Box (1978).

getdefizite in Abhängigkeit von den Monaten dar. (Auch hier wurden unterschiedliche Werte für  $\Omega$  verwendet.) Insbesondere die Durchschnittswerte der Monate März, Juni, September und Dezember weichen nach unten sowie der Durchschnittswert vom November erheblich nach oben ab. Anscheinend spiegelt sich hier die entgegengerichtete Entwicklung bei den Steuereinnahmen »InTaxBd« wieder, da zum Quartalsende erhebliche Steuereinnahmen erzielt werden. Tabelle E.14 enthält Regressionen, in denen die Budgetdefizite durch saisonale Monatsdummies erklärt werden. Insbesondere die Monate Januar, März, Juni, September, November sowie Dezember sind statistisch signifikant. Die Regressionen zeichnen sich durch einen recht guten Erklärungsbeitrag aus. Allerdings weist der niedrige Durbin-Watson-d-Wert (DW-d) auf autokorrelierte Residuen hin.

Zum Abschluß enthält die Tabelle E.15 Angaben in bezug auf die geschätzten ARIMA-Modelle für die im Sinne von Huang und Lin (1993) modifizierten Budgetdefizite  $s_t$  (= »deficit«), wobei für den Parameter  $\Omega$  der Wert 0,962 verwendet wurde. Die geschätzte Autokorrelationsfunktion der Budgetdefizite »deficit« weist statistisch signifikante Peaks zu den Lags drei und zwölf sowie Vielfachen hiervon auf. Diese Peaks klingen recht langsam ab. Die partielle Autokorrelationsfunktion verfügt über entsprechende Peaks zu den Lags drei und zwölf sowie vier bis elf und zu weiteren Lags. Die Anpassung eines ARMA-Modelles findet sich in der Tabelle E.15. Die Bildung erster Differenzen resultiert in zusätzlichen Peaks in der geschätzten Autokorrelationsfunktion. Erste saisonale Differenzen führen zu einer Autokorrelationsfunktion, die signifikante Peaks zu den Lags eins bis sechs, zwölf sowie dreizehn, sechzehn und siebzehn aufweist. Die geschätzte partielle Autokorrelationsfunktion besitzt signifikante Peaks zu den Lags eins bis fünf, sieben, zehn, zwölf und fünfzehn. Eine ARMA-Anpassung für diesen Modelltypen enthält die Tabelle E.15. In Hinblick auf die Erklärungsgüte der tatsächlich realisierten Budgetdefizite »deficit« besteht zwischen den beiden durchgeführten ARMA-Anpassungen lediglich ein geringfügiger Unterschied: Die »Sample-Correlation« beträgt für das Modell in Niveaugrößen 0,91, während sich der Wert für das Modell der saisonal differenzierten Budgetdefizite auf 0,914 beläuft.

### *b) Stationaritätsüberprüfung der verwendeten Zeitreihen*

In der Regel weisen Zeitreihen einen – oft aufwärts gerichteten – Trend auf. Dieser verletzt die zentrale Anforderung der Stationarität der Zeitreihe. Prinzipiell sind zwei Ursachen für die Verletzung der Stationaritätsanforderung denkbar:

- Die Zeitreihe könnte durch einen deterministischen Zeittrend  $TT$  gekennzeichnet sein, so daß folgender funktionaler Zusammenhang besteht:

$$(E.88) \quad x_t = \alpha + \delta TT + \psi(b)\epsilon_t.$$

In diesem Zusammenhang wird die Zeitreihe als trendstationär bezeichnet [vgl. Hamilton (1994, Kapitel 16)]. Dieser trendstationäre Prozeß läßt sich durch Subtraktion von  $\alpha + \delta TT$  in einen stationären Prozeß überführen:

$$(E.89) \quad x_t - \alpha - \delta TT = \psi(b)\epsilon_t.$$

- Denkbar ist auch, daß ein »Unit-Root«-Prozeß Ursache für die Verletzung der Stationaritätsanforderung ist:

$$(E.90) \quad x_t = x_{t-1} + \delta + \psi(B)\epsilon_t.$$

Hier bietet sich die Bildung erster Differenzen an, um einen stationären Prozeß zu erhalten.

Bereits im Abschnitt E.I.3.a ist darauf hingewiesen worden, daß diese beiden unterschiedlichen Prozesse durch einen allgemeineren Ansatz beschreibbar sind (siehe hierzu die Gleichungen (E.45) bis (E.47)). Dementsprechend besteht das Erfordernis nach einer empirisch validen Hypothesenüberprüfung. Die vorangegangenen Ausführungen zur univariaten Modellierung der stochastischen Prozesse der ökonomischen Variablen lassen bereits einen ersten Eindruck auf die Relevanz sowie Art und Weise der Differenzierung der Zeitreihen zu.

Abschnitt aa) faßt diese Erkenntnisse zusammen. Im Mittelpunkt von Abschnitt bb) stehen sodann parametrische und nicht-parametrische »Unit-Root«-Testverfahren, die ebenfalls die Existenz eines deterministischen Zeittrends  $TT$  berücksichtigen. Abschnitt cc) berücksichtigt die neueren Überlegungen im Zusammenhang mit der saisonalen Integration von Zeitreihen.

#### aa) Integration der Zeitreihen auf der Basis der ARIMA-Modellierung

Generell stellen die ermittelten Schätzergebnisse für die univariate ARMA-Modellierung der stochastischen Prozesse der ökonomischen Variablen bereits erste Erkenntnisse für die Art und Weise der Differenzierung zur Verfügung (siehe die Tabellen E.7 bis E.10 sowie die Tabelle E.15 und die Ausführungen im Abschnitt E.II.2.a.cc zur Modellierung der stochasti-

schen Prozesse der ökonomischen Variablen). Demnach sind als Ergebnisse dieser Modellierung festzuhalten. Die Steuereinnahmen »lnTaxBd« weisen eine reale saisonale Einheitswurzel; eine normale Einheitswurzel könnte ebenfalls vorhanden sein. Die staatliche Ausgaben für Kollektivgüter und Transfers »lnAusBdI« weisen eine reale saisonale Einheitswurzel sowie unter Umständen eine normale Einheitswurzel auf. Das Produktionsvolumen »lnProdN« verfügt ebenfalls über eine saisonale Einheitswurzel sowie unter Umständen über eine normale Einheitswurzel. Die Budgetdefizite »deficit« besitzen eine saisonale Einheitswurzel. Diese Ergebnisse vermitteln einen ersten Eindruck von der Einhaltung der Stationaritätsannahme. In den beiden nachstehenden Abschnitten sollen diese Erkenntnisse unter Verwendung spezieller Testverfahren, die auch einen deterministischen Zeittrend  $TT$  berücksichtigen, nochmals überprüft werden.

#### bb) Überprüfung der Zeitreihen auf Einheitswurzeln

Grundlage der parametrischen und der nicht-parametrischen Überprüfung der Nullhypothese einer Einheitswurzel sind die (bereits im Abschnitt E.I.3.a dargestellten) Ansätze von Dickey und Fuller (1979, 1981) und Fuller (1976) sowie der nicht-parametrische Ansatz von Phillips und Perron (1988) sowie Phillips (1987a; 1987b). Entsprechend den Ausführungen im Abschnitt E.I.3.a sind verzögerte Terme, eine Konstante sowie ein Zeittrend einzubeziehen. Im Rahmen der »Unit-Root«-Tests wird (für den einfachen Fall) als wahres Modell die Gleichung

$$(E.91) \quad x_t = x_{t-1} + \epsilon_t$$

unterstellt, die einen »Random-Walk«-Prozeß repräsentiert. Das zu schätzende Modell entspricht hierbei für den einfachsten Fall der Regressionsgleichung

$$(E.92) \quad x_t = \rho x_{t-1} + \epsilon_t.$$

Eine OLS-Schätzung des Parameters  $\rho$  ist durch

$$(E.93) \quad \hat{\rho} = \frac{\sum_{t=1}^T x_{t-1} x_t}{\sum_{t=1}^T x_{t-1}^2}$$

gegeben [siehe Hamilton (1994, S. 475)]. Im Rahmen der Nullhypothese wird unterstellt, daß der wahre Wert des Parameters  $\rho$  eins beträgt. Damit kann die Differenz zwischen dem geschätzten  $\hat{\rho}$  und dem wahren Wert eins

unter Berücksichtigung des Stichprobenumfanges  $T$  ausgedrückt werden durch [vgl. Hamilton (1994, S. 476)]:

$$(E.94) \quad T(\hat{\rho} - 1) = \frac{(1/T) \sum_{t=1}^T x_{t-1} \epsilon_t}{(1/T^2) \sum_{t=1}^T x_{t-1}^2}.$$

Damit besteht die Möglichkeit unter Verwendung des geschätzten Koeffizienten  $\hat{\rho}$  die Nullhypothese einer Einheitswurzel zu testen, ohne den Standardfehler berechnen zu müssen [siehe ausführlich Hamilton (1994, S. 486–488)]. Ein anderer Weg des Testes der Nullhypothese  $\rho = 1$  basiert auf dem traditionellen »Ordinary-Least-Square«-t-Test. Die Teststatistik lautet [vgl. Harvey (1993, S. 131) sowie Hamilton (1994, S. 488)]:

$$(E.95) \quad t_{\hat{\rho}} = \frac{(\hat{\rho} - 1)}{\sqrt{\frac{s^2}{\sum_{t=2}^T x_{t-1}^2}}} \quad \text{mit } s^2 = \frac{\sum_{t=2}^T (x_t - \hat{\rho} x_{t-1})^2}{(T - 1)}.$$

Für diesen Fall lautet wiederum die Nullhypothese auf  $\rho = 1$  und die Alternativhypothese  $H_1$  auf  $\rho < 1$ . Eine alternative Formulierung des Modelles der Gleichung (E.92) ist

$$(E.96) \quad \Delta x_t = (\rho - 1)x_{t-1} + \epsilon_t$$

$$(E.97) \quad \text{und damit } \Delta x_t = \rho^* x_{t-1} + \epsilon_t.$$

Der Parameter  $\rho^*$  ist null, sofern ein »Random-Walk«-Prozeß vorliegt. Die t-Statistik für den Test, daß  $\rho^*$  null entspricht, ist identisch mit der Statistik der Gleichung (E.95). In Hinblick auf die Ausgestaltung des wahren Prozesses sowie der Formulierung der Alternativhypothese existieren vier verschiedene Modellgleichungen [siehe vertiefend Hamilton (1994, S. 486–530)]:

- Der wahre Prozeß folgt entsprechend Gleichung (E.91) einem »Random-Walk«-Prozeß. In diesem Fall sind die vorangegangenen Überlegungen anzuwenden.
- Das wahre Modell sei durch einen »Random-Walk«-Prozeß charakterisiert. Im Rahmen der Alternativhypothese wird allerdings ein AR(1)-Modell mit einer Konstanten angepaßt [vgl. Hamilton (1994, S. 490–495)]:

$$(E.98) \quad x_t = \alpha + \rho x_{t-1} + \epsilon_t.$$

- Die Nullhypothese sei durch einen »Random-Walk-with-Drift«-Prozeß charakterisiert [siehe Hamilton (1994, S. 495–497)]:

$$(E.99) \quad x_t = \alpha + x_{t-1} + \epsilon_t.$$

Als Alternativhypothese findet die Regressionsgleichung (E.98) Anwendung.

- Das wahre Modell sei wiederum durch einen »Random-Walk-with-Drift«-Prozeß gekennzeichnet. Die Alternativhypothese berücksichtigt nunmehr einen deterministischen Zeittrend  $TT$ :

$$(E.100) \quad x_t = \alpha + \rho x_{t-1} + \delta TT + \epsilon_t.$$

In bezug auf die Verteilung der beiden Teststatistiken ergeben sich je nach der Art der Alternativhypothese erhebliche Unterschiede. Insbesondere der t-Test ist nicht identisch mit der üblichen Student t-Verteilung. [Die entsprechenden Verteilungen finden sich bei Fuller (1976, S. 371/373) sowie bei Hamilton (1994, S. 762/763).] Die bisherigen Ausführungen beziehen sich auf den DF-Test von Dickey und Fuller (1979, 1981), der keine autokorrelierten Residuen unterstellt. Sofern allgemeinere Strukturen bei den Residuen nicht ausgeschlossen werden können, sollten robustere Verfahren verwendet werden. Der Phillips-Perron-Test testet die Nullhypothese einer Einheitswurzel. Wiederum stehen zwei Teststatistiken zur Verfügung [vgl. die Ausführungen von Hamilton (1994, S. 506–515)]:

- Der  $Z_\rho^{PP}$ -Test basiert auf der folgenden Teststatistik:

$$(E.101) \quad Z_\rho^{PP} = T(\hat{\rho} - 1) - \frac{1}{2} \left( \frac{T^2 \hat{\sigma}_\rho^2}{s^2} \right) (\lambda^2 - \gamma_0) \text{ mit}$$

$$s^2 = \frac{1}{T-2} \sum_{t=1}^T (x_t - \hat{\alpha} - \hat{\rho} x_{t-1})^2 \text{ sowie}$$

$$\lambda = \gamma_0 + 2 \sum_{j=1}^q \left( 1 - \frac{j}{q+1} \right) \gamma_j \text{ mit}$$

$$\gamma_j = T^{-1} \sum_{t=j+1}^T u_t u_{t-1} \text{ und } u_t = x_t - \hat{\alpha} - \hat{\rho} x_{t-1}.$$

- Der  $Z_t^{PP}$ -Test erfordert die folgende Teststatistik:

$$(E.102) \quad Z_t^{PP} = \sqrt{\frac{\gamma_0}{\lambda^2}} t_\rho - \left( \frac{1}{2} \left( \frac{\lambda^2 - \gamma_0}{\lambda} \right) \right) \left( \frac{T \hat{\sigma}_\rho}{s} \right).$$



Ein weiterer Ansatz, der allgemeinere Strukturen in Hinblick auf die Residuen zuläßt, ist der ADF-Test von Dickey und Fuller (1979, 1981) [siehe die Ausführungen im Abschnitt E.I.3.a sowie Hamilton (1994, S. 516–530)]. Zur Vereinfachung sei das wahre Modell durch die Gleichung (E.99) – und somit durch einen »Random-Walk-with-Drift«-Prozeß – wiedergegeben. Als Alternativhypothese sei unterstellt, daß neben einer Konstanten ebenfalls der deterministische Zeittrend  $TT$  von Relevanz ist. Die Berücksichtigung einer allgemeineren Struktur der Residuen schlägt sich beim ADF-Test durch die Einbeziehung von verzögerten Termen der zu erklärenden Variablen nieder (siehe die Ausführungen im Abschnitt E.I.3.a):

$$(E.103) \quad x_t = \alpha + \rho x_{t-1} + \delta TT + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta x_{t-i} + \epsilon_t \text{ und damit}$$

$$(E.104) \quad \Delta x_t = \alpha + (\rho - 1)x_{t-1} + \delta TT + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta x_{t-i} + \epsilon_t.$$

Auf Grundlage dieser Gleichung folgenden die beiden relevanten Teststatistiken:

- Der  $Z_\rho^{DF}$ -Test erfordert als Teststatistik:

$$(E.105) \quad Z_\rho^{DF} = \frac{T(\hat{\rho} - 1)}{1 - \sum_{i=1}^p \gamma_i}.$$

- Der traditionelle t-Test hat demgegenüber die folgende Teststatistik:

$$(E.106) \quad Z_t^{DF} = \frac{\hat{\rho} - 1}{\hat{\sigma}_{\hat{\rho}}}.$$

Zur Bestimmung der Relevanz des Zeittrends  $TT$  sowie der Konstanten wurde zunächst der ADF-Test angewendet. In der Tabelle E.16 finden sich die Angaben für den  $Z_t^{DF}$ -Test sowie die t-Werte für den deterministischen Zeittrend und die Konstante; die Angabe » $Z_t^{DF} : \mu$ « bezieht sich auf eine Regression, in der lediglich neben den verzögerten AR-Termen eine Konstante verwendet wurde, während die Angabe » $Z_t^{DF} : \tau$ « sowohl eine Konstante als auch einen deterministischen Zeittrend beinhaltet. Die t-Werte für die Konstante und den deterministischen Zeittrend, die in der Tabelle E.16 enthalten sind, beziehen sich auf die Schätzung einer entsprechenden Regressionsgleichung. Der Test auf die Existenz einer Einheitswurzel und eines deterministischen Zeittrends wurde für vier ökonomische Zeitreihen vorgenommen. Es handelt sich hierbei um die staatlichen Ausgaben (»lnAusBdI«), das Produktionsvolumen (»lnProdN«), die Steuereinnah-

Tabelle E.16

 **$Z_t^{DF}$ -Test und Test auf deterministischen Zeittrend**

| Variable                          | Lags | Zeittrend | Konst   | $Z_t^{DF}: \mu$ | $Z_t^{DF}: \tau$ |
|-----------------------------------|------|-----------|---------|-----------------|------------------|
| lnAusBdI                          | 1    | 10,128    | 5,276   | -3,989          | -10,032          |
| $\nabla^1 \ln \text{AusBdI}$      | 1    | 0,073     | 0,589   | -20,670         | -20,639          |
| $\nabla_{12}^1 \ln \text{AusBdI}$ | 1    | 0,262     | 5,076   | -9,248          | -9,237           |
| lnAusBdI                          | 12   | 0,825     | 0,052   | -0,061          | -1,056           |
| $\nabla^1 \ln \text{AusBdI}$      | 12   | 0,271     | 4,704   | -8,719          | -8,708           |
| $\nabla_{12}^1 \ln \text{AusBdI}$ | 12   | -0,006    | 3,984   | -6,160          | -6,142           |
| lnProdN                           | 1    | 7,634     | 3,931   | -3,800          | -9,333           |
| $\nabla^1 \ln \text{ProdN}$       | 1    | -0,246    | 0,373   | -19,681         | -19,656          |
| $\nabla_{12}^1 \ln \text{ProdN}$  | 1    | -2,208    | 2,648   | -4,153          | -4,486           |
| lnProdN                           | 12   | 0,931     | 3,623   | -2,783          | -2,898           |
| $\nabla^1 \ln \text{ProdN}$       | 12   | -1,905    | 2,286   | -3,766          | -4,069           |
| $\nabla_{12}^1 \ln \text{ProdN}$  | 12   | -1,360    | 2,614   | -4,459          | -4,638           |
| lnTaxBd                           | 1    | 13,976    | 13,757  | -8,509          | -17,365          |
| $\nabla^1 \ln \text{TaxBd}$       | 1    | 0,091     | 0,348   | -51,457         | -51,381          |
| $\nabla_{12}^1 \ln \text{TaxBd}$  | 1    | 0,015     | 3,774   | -5,792          | -5,781           |
| lnTaxBd                           | 12   | 0,608     | 0,285   | -0,572          | -1,278           |
| $\nabla^1 \ln \text{TaxBd}$       | 12   | -0,036    | 3,665   | -5,762          | -5,747           |
| $\nabla_{12}^1 \ln \text{TaxBd}$  | 12   | 0,100     | 3,300   | -4,464          | -4,443           |
| deficit                           | 1    | -10,253   | -14,186 | -11,920         | -17,727          |
| $\nabla^1 \text{deficit}$         | 1    | 0,077     | -0,045  | -50,131         | -50,057          |
| $\nabla_{12}^1 \text{deficit}$    | 1    | 0,051     | -1,168  | -7,939          | -7,926           |
| deficit                           | 12   | -1,437    | -1,385  | -1,217          | -2,156           |
| $\nabla^1 \text{deficit}$         | 12   | -0,046    | -0,896  | -7,041          | -7,028           |
| $\nabla_{12}^1 \text{deficit}$    | 12   | 0,324     | -1,082  | -6,629          | -6,626           |

men (»lnTaxBd«) sowie die Budgetdefizite (»deficit«) in der Abgrenzung von Huang und Lin (1993). Die Tabelle beinhaltet neben der Angabe der entsprechenden Werte der Test-Statistik auch die Anzahl der berücksichtigten AR-Terme; in der Tabelle wurden lediglich verzögerte Terme von einem Monat und von zwölf Monaten berücksichtigt. Insbesondere die Berücksichtigung von zwölf AR-Terme dürfte angesichts von Monatsdaten gerechtfertigt sein [vgl. Hamilton (1994, S. 583)].

In Hinblick auf den deterministischen Zeittrend verdeutlichen die t-Werte, daß jeweils lediglich für die Originalzeitreihe unter Einbeziehung eines verzögerten AR-Termes statistisch signifikante Werte für den Zeittrend vorliegen. Eine Konstante weist öfters einen statistisch signifikanten Koeffizienten auf. In Hinblick auf die Existenz einer Einheitswurzel kann diese Nullhypothese in den überwiegenden Fällen abgelehnt werden. Allerdings kann die Nullhypothese auf der Grundlage des ADF-Testes nicht abgelehnt werden für alle vier untersuchten Originalzeitreihen, wenn zwölf verzögerte AR-Terme berücksichtigt werden. Damit ist eine Einheitswurzel nicht ausgeschlossen. In Hinblick auf den Test der Nullhypothese einer Einheitswurzel für die saisonal differenzierten Zeitreihen liegt in allen Fällen eine Ablehnung der Nullhypothese vor.

Die nachfolgenden beiden Tabellen E.17 und E.18 analysieren nochmals die Nullhypothese einer Einheitswurzel, unter Verwendung des ADF- und des Phillips-Perron-Testes; in beiden Fällen wird sowohl der t-Test (» $Z_t$ «) als auch der  $T(\hat{\rho} - 1)$ -Test (» $Z_\rho$ «) angegeben. Tabelle E.17 enthält die beiden Teststatistiken für den ADF-Test sowohl unter Berücksichtigung eines deterministischen Zeittrends als auch bei Außerachtlassung einer solchen Variablen. Die Testergebnisse sind dahingehend zu interpretieren, daß in der Mehrzahl der Fälle – insbesondere bei einer großen Anzahl von AR-Korrekturtermen – sowohl die  $Z_t^{DF}$ - als auch die  $Z_\rho^{DF}$ -Teststatistik keine Ablehnung der Nullhypothese einer Einheitswurzel erlaubt. In der Tabelle E.18 finden sich hingegen die Testergebnisse für den »Unit-Root«-Überprüfungsansatz von Phillips und Perron (1988) sowie Phillips (1987). In vollkommener Diskrepanz zum Testansatz von Dickey und Fuller (1979, 1981) muß auf der Basis des Phillips-Perron-Testes die Nullhypothese einer Einheitswurzel für jeden der in der Tabelle aufgeführten Fälle abgelehnt werden. Unterschiede in der Ablehnung einer Einheitswurzel in Hinblick auf die beiden Verfahren sind bekannt und prinzipiell nicht ausgeschlossen [vgl. hierzu insbesondere Stock (1994) sowie Hamilton (1994)]. Allerdings überrascht das Ausmaß des Unterschiedes zwischen den beiden Verfahren. Zusammenfassend bleibt festzuhalten, daß die Existenz von Einheitswurzeln nicht ausgeschlossen werden kann.

Tabelle E.17

**Dickey-Fuller-Test auf Einheitswurzeln**

| Variable | AR-<br>Terme | $Z_t^{DF}$        | Mit<br>Zeittrend | $Z_\rho^{DF}$     | Mit<br>Zeittrend |
|----------|--------------|-------------------|------------------|-------------------|------------------|
|          |              | Ohne<br>Zeittrend |                  | Ohne<br>Zeittrend |                  |
| lnAusBdI | 0            | -5,205            | -11,753          | -51,058           | -197,600         |
|          | 1            | -3,994            | -10,032          | -32,846           | -205,764         |
|          | 3            | -2,211            | -6,655           | -11,460           | -130,229         |
|          | 6            | -1,298            | -4,631           | -4,405            | -72,416          |
|          | 9            | -0,947            | -3,847           | -2,590            | -55,637          |
|          | 12           | 0,158             | -0,915           | 0,130             | -2,497           |
| lnProdN  | 0            | -3,971            | -8,793           | -28,169           | -126,979         |
|          | 1            | -3,764            | -9,323           | -27,177           | -178,153         |
|          | 3            | -2,512            | -5,352           | -9,440            | -66,870          |
|          | 6            | -2,479            | -2,420           | -3,452            | -10,181          |
|          | 9            | -2,981            | -4,540           | -6,562            | -39,967          |
|          | 12           | -2,747            | -3,340           | -4,451            | -19,927          |
| lnTaxBd  | 0            | -13,699           | -22,413          | -243,565          | -405,028         |
|          | 1            | -8,403            | -17,338          | -147,592          | -623,277         |
|          | 3            | -2,221            | -5,214           | -11,918           | -70,364          |
|          | 6            | -1,243            | -3,309           | -4,164            | -29,900          |
|          | 9            | -0,985            | -2,597           | -2,536            | -18,353          |
|          | 12           | -0,554            | -1,276           | -0,664            | -3,664           |
| deficit  | 0            | -18,662           | -23,950          | -342,376          | -424,891         |
|          | 1            | -11,975           | -17,793          | -285,657          | -641,962         |
|          | 3            | -3,004            | -4,583           | -19,076           | -49,202          |
|          | 6            | -2,155            | -3,557           | -10,474           | -32,482          |
|          | 9            | -1,590            | -2,873           | -5,991            | -21,385          |
|          | 12           | -1,136            | -2,160           | -3,110            | -11,456          |

Tabelle E.18

## Phillips-Perron-Tests auf Einheitswurzeln

| Variable | AR-Terme | $Z_t^{PP}$     | Mit Zeittrend | $Z_\rho^{PP}$  | Mit Zeittrend |
|----------|----------|----------------|---------------|----------------|---------------|
|          |          | Ohne Zeittrend |               | Ohne Zeittrend |               |
| lnAusBdI | 0        | -5,220         | -11,806       | -51,058        | -197,600      |
|          | 1        | -4,735         | -11,799       | -41,850        | -198,130      |
|          | 3        | -4,320         | -11,801       | -33,791        | -196,075      |
|          | 6        | -4,475         | -12,038       | -37,136        | -211,587      |
|          | 9        | -4,870         | -12,318       | -44,788        | -228,730      |
|          | 12       | -5,333         | -12,710       | -52,760        | -250,988      |
| lnProdN  | 0        | -3,983         | -8,833        | -28,169        | -126,979      |
|          | 1        | -3,944         | -9,107        | -27,895        | -137,794      |
|          | 3        | -3,182         | -8,433        | -17,307        | -113,692      |
|          | 6        | -3,477         | -8,944        | -16,767        | -124,050      |
|          | 9        | -3,288         | -9,497        | -18,287        | -152,403      |
|          | 12       | -3,756         | -10,043       | -21,721        | -166,929      |
| lnTaxBd  | 0        | -13,740        | -22,515       | -243,565       | -405,028      |
|          | 1        | -13,470        | -22,475       | -232,220       | -396,411      |
|          | 3        | -14,471        | -22,063       | -294,799       | -434,567      |
|          | 6        | -16,066        | -21,822       | -403,357       | -494,289      |
|          | 9        | -17,636        | -21,934       | -512,850       | -549,335      |
|          | 12       | -19,059        | -22,253       | -617,054       | -609,442      |
| deficit  | 0        | -18,718        | -24,058       | -342,376       | -424,891      |
|          | 1        | -18,804        | -24,193       | -340,807       | -413,693      |
|          | 3        | -19,005        | -23,384       | -418,393       | -456,058      |
|          | 6        | -20,063        | -22,945       | -544,683       | -523,968      |
|          | 9        | -21,280        | -22,966       | -666,727       | -582,529      |
|          | 12       | -22,464        | -23,163       | -784,212       | -638,279      |

## cc) Überprüfung der Zeitreihen auf saisonale Integration

Die Überprüfung der verwendeten ökonomischen Zeitreihen auf saisonale Einheitswurzeln setzt beim Test von Beaulieu und Miron (1993) an, der auf dem Ansatz von Hylleberg et al. (1990) beruht.<sup>32</sup> Ansatzpunkt des Tests auf saisonale Einheitswurzeln ist die Regressionsgleichung

$$(E.107) \quad \zeta(B)(1 - B^{12})x_t = \sum_{k=1}^{12} \pi_k z_k x_{t-1} + \epsilon_t$$

sowie bei Einbeziehung einer Konstanten ( $I$ ), deterministischer saisonaler Dummies ( $SD$ ) und/oder eines Zeitrends ( $TT$ ) die Regressionsgleichung

$$(E.108) \quad \begin{aligned} \zeta(B)(1 - B^{12})x_t &= \sum_{k=1}^{12} \pi_k z_k x_{t-1} + I + m_1 TT \\ &+ \sum_{k=2}^{12} m_k SD_{kt} + \epsilon_t. \end{aligned}$$

Die Schätzung erfolgte unter Verwendung einer Konstanten ( $I$ ) sowie verzögerten Termen (LAGS) der abhängigen Variablen. Daneben wurde sowohl die Zeit ( $TT$ ) als auch saisonale Dummies ( $SD$ ) berücksichtigt; entsprechende Angaben des Ausmaßes findet sich unter »Augmentation« in den nachfolgenden Tabellen E.19 bis E.21. Die Festlegung der Anzahl der verzögerten Terme (»Lags«) der abhängigen Variable wurde in Analogie zu Beaulieu und Miron (1993) vorgenommen: Zunächst wurden in einer ersten Schätzung 36 Lags der abhängigen Variablen verwendet und dann in einem zweiten Schritt diejenigen Terme entfernt, die nicht in der Lage waren, dem 15%-Signifikanzniveau zu genügen. Die Ergebnisse der ökonometrischen Überprüfung der Zeitreihen (staatliche Ausgaben, Produktionsniveau sowie Budgetdefizite) finden sich in den nachfolgenden Tabellen E.19 bis E.21. Die entsprechenden kritischen Werte der Verteilung der t- und F-Statistik werden von Beaulieu und Miron (1993, S. 325/326) zur Verfügung gestellt [siehe zur Herleitung der asymptotischen Verteilung der monatlichen Teststatistiken die Ausführungen bei Beaulieu und Miron (1993, S. 310–316)].

Der Test auf eine saisonale Einheitswurzel gestaltet sich folgendermaßen [siehe die Ausführungen im Abschnitt E.I.3.b sowie Beaulieu und Miron (1993, S. 308)]:

---

<sup>32</sup> Einige weitere Überlegungen zur Behandlung von saisonalen Einheitswurzeln finden sich bei Hylleberg (1995) sowie bei Ghysels, Lee und Noh (1994).

- Für die Frequenzen 0 und  $\pi$  wird die relevante t-Statistik für die Nullhypothese  $\pi_k = 0$  gegen die Alternativhypothese  $\pi_k < 0$  verwendet.
- Für die anderen Frequenzen wird  $\pi_k = 0$  mit einem zweiseitigen Test getestet, sofern  $k$  gerade sein sollte. Sollte die Zeitreihe zu dieser Frequenz eine saisonale Einheitswurzel enthalten, dann ist der gerade Koeffizient null. Ansonsten ist der Koeffizient ungleich null. Sollte die Nullhypothese  $\pi = 0$  nicht abgelehnt werden können, dann ist  $\pi_{k-1} = 0$  gegen die Alternativhypothese  $\pi_{k-1} < 0$  unter Verwendung eines einseitigen Tests zu überprüfen. Die Einseitigkeit begründet sich durch den Umstand, daß »the sensible alternative is that the series contains a root outside the unit root circle« [Beaulieu und Miron (1993, S. 309)]. Der wahre Koeffizient nimmt unter der Hypothese der Stationarität einen negativen Wert an.
- Eine andere Teststrategie überprüft die Hypothese  $\pi_{k-1} = \pi_k = 0$  durch die F-Statistik.

Die Ergebnisse des durch Beaulieu und Miron (1993) erweiterten Tests von Hylleberg et al. (1990) auf saisonale Einheitswurzeln lassen für die Budgetdefizite »deficit« in der Interpretation von Huang und Lin (1993) den Schluß zu, daß die Nullhypothese einer saisonalen Einheitswurzel durchgängig lediglich zu den Frequenzen  $\pi/6$  sowie  $\pi/3$  im Rahmen des F-Testes sowie durch den t-Test für die Frequenzen  $\pi/6$  und  $\pi/3$  abgelehnt werden kann (siehe Tabelle E.19). Darüber hinaus wird die Nullhypothese einer saisonalen Einheitswurzel für die Schätzungen (1) und (3) durch den t-Test zu den Frequenzen  $\pi/2$  und  $5\pi/6$  abgelehnt. Allgemein können saisonale Einheitswurzeln zu den Frequenzen 0 und  $\pi$  bei keinen der vier Schätzungen abgelehnt werden.

In Hinblick auf die staatlichen Ausgaben »lnAusBdI« läßt sich die Nullhypothese einer saisonalen Einheitswurzel lediglich durchgängig für alle vier Schätzungen durch den t-Test zur Frequenz  $2\pi/3$  ablehnen (siehe Tabelle E.20). Saisonale Einheitswurzeln lassen sich zu den Frequenzen  $\pi/2$  und  $\pi/3$  durch den t-Test für die Schätzungen (2) und (4), sowie die Frequenz  $5\pi/6$  für die drei Schätzungen (1), (3) und (4) ablehnen. In Hinblick auf den F-Test können für die Schätzungen (2) und (4) saisonale Einheitswurzeln zu den Frequenzen  $\pi/2$  sowie  $2\pi/3$  abgelehnt werden sowie für die Schätzungen (1) und (3) saisonale Einheitswurzeln zur Frequenz  $5\pi/6$ . In bezug auf saisonale Einheitswurzeln zu den Frequenzen 0 und  $\pi$  kann die Nullhypothese für keine der vier Schätzungen abgelehnt werden.

Eine Analyse der saisonalen Einheitswurzeln des Outputs »lnProdN« mündet in der Erkenntnis, daß saisonale Einheitswurzeln durchgängig un-



Tabelle E.19

**Tests auf saisonale Einheitswurzeln für die  
Variable »deficit«**

| Frequenz     | Parameter   | (1)    | (2)    | (3)    | (4)          |
|--------------|-------------|--------|--------|--------|--------------|
| 0            | $\pi_1$     | -1,717 | -1,594 | -2,250 | -1,743       |
| $\pi$        | $\pi_2$     | -0,821 | -2,067 | -0,843 | -2,057       |
| $\pi/2$      | $\pi_3$     | -1,952 | -3,062 | -1,919 | -3,094       |
|              | $\pi_4$     | 1,033  | 0,336  | 1,104  | 0,357        |
| $2\pi/3$     | $\pi_5$     | 0,942  | -1,834 | 0,987  | -1,867       |
|              | $\pi_6$     | -1,116 | -1,729 | -1,047 | -1,685       |
| $\pi/3$      | $\pi_7$     | -3,270 | -3,754 | -3,333 | -3,823       |
|              | $\pi_8$     | 1,273  | 0,669  | 1,331  | 0,670        |
| $5\pi/6$     | $\pi_9$     | -1,867 | -2,846 | -1,965 | -2,893       |
|              | $\pi_{10}$  | 0,210  | -0,292 | 0,222  | -0,308       |
| $\pi/6$      | $\pi_{11}$  | -2,037 | -2,944 | -2,173 | -3,031       |
|              | $\pi_{12}$  | -2,064 | -2,846 | -1,898 | -2,745       |
| $\pi/2$      | $F_{3,4}$   | 2,506  | 4,758  | 2,525  | 4,864        |
| $2\pi/3$     | $F_{5,6}$   | 1,069  | 3,161  | 1,039  | 3,152        |
| $\pi/3$      | $F_{7,8}$   | 6,268  | 7,298  | 6,553  | 7,560        |
| $5\pi/6$     | $F_{9,10}$  | 1,760  | 4,107  | 1,949  | 4,248        |
| $\pi/6$      | $F_{11,12}$ | 4,335  | 8,800  | 4,328  | 8,850        |
| Konstante    |             | -1,987 | -1,635 | -1,690 | -1,557       |
| Zeittrend    |             | -      | -      | -1,585 | -1,056       |
| Augmentation |             | I      | I, SD  | I, TT  | I, SD,<br>TT |
| Lags         |             | 9      | 8      | 9      | 8            |
| $R^2$        |             | 0,445  | 0,484  | 0,450  | 0,486        |
| $R^2_{adj}$  |             | 0,403  | 0,423  | 0,406  | 0,424        |
| RMSE         |             | 0,0895 | 0,0879 | 0,0892 | 0,0879       |

Tabelle E.20

**Tests auf saisonale Einheitswurzeln für die  
Variable »lnAusBdI«**

| Frequenz     | Parameter   | (1)    | (2)    | (3)    | (4)          |
|--------------|-------------|--------|--------|--------|--------------|
| 0            | $\pi_1$     | -0,661 | -0,565 | -2,186 | -1,413       |
| $\pi$        | $\pi_2$     | -1,858 | -2,496 | -1,751 | -2,473       |
| $\pi/2$      | $\pi_3$     | -1,098 | -4,365 | -1,080 | -4,480       |
|              | $\pi_4$     | 0,422  | 1,006  | 0,482  | 1,038        |
| $2\pi/3$     | $\pi_5$     | -2,385 | -3,588 | -2,301 | -3,714       |
|              | $\pi_6$     | -0,035 | -1,225 | -0,159 | -1,248       |
| $\pi/3$      | $\pi_7$     | -1,548 | -3,259 | -1,583 | -3,311       |
|              | $\pi_8$     | -0,158 | -0,262 | -0,114 | -0,251       |
| $5\pi/6$     | $\pi_9$     | -2,748 | -3,182 | -2,892 | -3,277       |
|              | $\pi_{10}$  | 0,213  | -0,213 | 0,059  | -0,222       |
| $\pi/6$      | $\pi_{11}$  | -0,699 | -2,786 | -0,860 | -2,845       |
|              | $\pi_{12}$  | -1,536 | -1,797 | -1,500 | -1,758       |
| $\pi/2$      | $F_{3,4}$   | 0,693  | 10,085 | 0,702  | 10,588       |
| $2\pi/3$     | $F_{5,6}$   | 2,844  | 7,332  | 2,659  | 7,828        |
| $\pi/3$      | $F_{7,8}$   | 1,211  | 5,439  | 1,259  | 5,601        |
| $5\pi/6$     | $F_{9,10}$  | 3,789  | 5,096  | 4,181  | 5,392        |
| $\pi/6$      | $F_{11,12}$ | 1,427  | 5,681  | 1,497  | 5,727        |
| Konstante    |             | 0,744  | 0,208  | 2,211  | 1,296        |
| Zeittrend    |             | -      | -      | 2,057  | 1,299        |
| Augmentation |             | I      | I, SD  | I, TT  | I, SD,<br>TT |
| Lags         |             | 14     | 9      | 15     | 8            |
| $R^2$        |             | 0,431  | 0,446  | 0,450  | 0,449        |
| $R^2_{adj}$  |             | 0,376  | 0,378  | 0,392  | 0,382        |
| RMSE         |             | 0,0740 | 0,0738 | 0,0730 | 0,0736       |

Tabelle E.21

**Tests auf saisonale Einheitswurzeln für die  
Variable »lnProdN«**

| Frequenz     | Parameter   | (1)    | (2)    | (3)    | (4)          |
|--------------|-------------|--------|--------|--------|--------------|
| 0            | $\pi_1$     | -1,798 | -1,622 | -3,222 | -3,557       |
| $\pi$        | $\pi_2$     | -1,261 | -2,322 | -2,084 | -2,289       |
| $\pi/2$      | $\pi_3$     | -0,199 | -3,366 | -0,200 | -3,400       |
|              | $\pi_4$     | -0,031 | -0,956 | -0,108 | -1,018       |
| $2\pi/3$     | $\pi_5$     | -1,237 | -3,394 | -1,249 | -3,640       |
|              | $\pi_6$     | 0,112  | -0,664 | 0,097  | -0,649       |
| $\pi/3$      | $\pi_7$     | -1,695 | -1,843 | -1,505 | -1,798       |
|              | $\pi_8$     | 0,561  | -1,762 | 0,726  | -1,720       |
| $5\pi/6$     | $\pi_9$     | -2,625 | -3,593 | -2,986 | -3,659       |
|              | $\pi_{10}$  | -0,608 | -0,542 | -0,048 | -0,660       |
| $\pi/6$      | $\pi_{11}$  | -2,862 | -3,244 | -2,971 | -3,682       |
|              | $\pi_{12}$  | -0,642 | -1,169 | -0,227 | -0,674       |
| $\pi/2$      | $F_{3,4}$   | 0,020  | 6,179  | 0,025  | 6,361        |
| $2\pi/3$     | $F_{5,6}$   | 0,772  | 6,006  | 0,786  | 6,865        |
| $\pi/3$      | $F_{7,8}$   | 1,590  | 3,286  | 1,390  | 3,128        |
| $5\pi/6$     | $F_{9,10}$  | 3,721  | 6,831  | 4,478  | 7,185        |
| $\pi/6$      | $F_{11,12}$ | 4,245  | 5,856  | 4,449  | 6,991        |
| Konstante    |             | 1,878  | 1,876  | 3,267  | 3,645        |
| Zeittrend    |             | -      | -      | 2,834  | 3,252        |
| Augmentation |             | I      | I, SD  | I, TT  | I, SD,<br>TT |
| Lags         |             | 11     | 8      | 8      | 8            |
| $R^2$        |             | 0,761  | 0,760  | 0,757  | 0,769        |
| $R_{adj}^2$  |             | 0,742  | 0,732  | 0,739  | 0,742        |
| RMSE         |             | 0,0284 | 0,0281 | 0,0285 | 0,0276       |

ter Verwendung des t-Tests für die Frequenzen  $\pi/6$  und  $5\pi/6$  sowie durch den F-Test für die Frequenz  $5\pi/6$  abgelehnt werden kann (siehe Tabelle E.21). Daneben kann die Nullhypothese einer saisonalen Einheitswurzel zur Frequenz  $\pi/6$  für die Schätzungen (1), (3) und (4) abgelehnt werden. Durch den F-Test kann ebenfalls die Nullhypothese zur Frequenz  $2\pi/3$  für die Schätzung (4) abgelehnt werden. Durch den t-Test folgt die Ablehnung der saisonalen »Unit-Root«-Hypothese zu den Frequenzen  $\pi/2$  und  $2\pi/3$  für die Schätzungen (2) und (4). Daneben kann durch den t-Test die Nullhypothese für die Frequenz  $\pi$  für die Schätzung (3) sowie für die Frequenz 0 für die Regression (4) abgelehnt werden. Ansonsten kann die Nullhypothese zu den Frequenzen 0 sowie  $\pi$  nicht abgelehnt werden. In Hinblick auf den aggregierten Output »lnProdN« ist der statistisch signifikante Zeitrend  $TT$  hervorzuheben.

Durch die Erweiterung des Ansatzes von Hylleberg et al. (1990) durch Beaulieu und Miron (1993) besteht die Möglichkeit des Tests auf saisonale Einheitswurzeln zu den potentiellen Frequenzen, welche für Monatsdaten existent sind. Im Rahmen der vorangegangenen Analyse saisonaler Einheitswurzeln konnte in bezug auf die drei untersuchten ökonomischen Zeitreihen in der Regel zu einer Vielzahl von Frequenzen, die Nullhypothese einer saisonalen Einheitswurzel abgelehnt werden. Die stärkste empirische Evidenz für saisonale Einheitswurzeln liegt zu den Frequenzen 0 sowie  $\pi$  vor. Prinzipiell führen Einheitswurzeln zu ernsthaften Problemen [siehe die Ausführungen von Granger und Newbold (1974) sowie Beaulieu und Miron (1993, S. 321)]. Generell folgt aus der Sicht von Beaulieu und Miron (1993, S. 321):<sup>33</sup> »The use of seasonal dummy variables... is not appropriate if the observed seasonality is generated by an integrated process... Finally, the appropriateness of applying the filter  $(1 - B^d)$  to a series with a seasonal component, as advocated by Box und Jenkins (1970), depends on the series being integrated at zero frequency and all of the seasonal frequencies.« Allerdings ist allgemein der Zweig der Zeitreihenanalyse, der sich mit dieser Problematik beschäftigt, noch nicht in der Lage, eine abschließende Vorgehensweise zu präsentieren. Dementsprechend wird im Rahmen dieser Arbeit teilweise an den Modellvorstellungen von Box und Jenkins (1970) festgehalten, wonach bei der ökonometrischen Modellierung vor allem der »Grundsatz der Sparsamkeit« zu beachten ist [siehe Box und Jenkins (1970) sowie Hamilton (1994, S. 516)].

---

<sup>33</sup> Darüber hinaus eröffnet sich durch die Betrachtung und Analyse der saisonalen Integration die Möglichkeit der saisonalen Kointegration von Zeitreihen zu unterschiedlichen Frequenzen. Jedoch ist dieser Teil der Zeitreihenanalyse noch nicht in die Reifephase gelangt. Neue Entwicklungen und Modellierungsanleitungen sind zu erwarten. Siehe beispielsweise die Ausführungen von Hylleberg et al. (1990) sowie Engle, Granger, Hylleberg und Lee (1993).

dd) Zusammenfassung der Ergebnisse zur  
Stationaritätsüberprüfung

Im Rahmen dieses Abschnittes wurde für die relevanten Zeitreihen eine empirische Untersuchung in Hinblick auf die Anwesenheit von Einheitswurzeln durchgeführt. Insgesamt sind verschiedene Verfahren verwendet worden, um einen umfassenden Einblick zu gewinnen. Neben der Verwendung der dem ARIMA-Ansatz von Box und Jenkins (1970) zugrundeliegenden Autokorrelationsfunktion handelt es sich hierbei um die von Fuller (1976) und von Dickey und Fuller (1979; 1981) entwickelten Tests sowie um den Phillips-Perron-Test entsprechend den Überlegungen von Phillips (1987a, 1987b) und von Phillips und Perron (1988).<sup>34</sup> In Hinblick auf die Nullhypothese einer Einheitswurzel deuten die geschätzten Autokorrelationsfunktionen der ökonomischen Variablen auf eine saisonale Differenzierung der Zeitreihen hin. Hingegen besteht teilweise auch die Möglichkeit der Existenz einer realen Einheitswurzel und die Notwendigkeit der Bildung erster Differenzen. (Die Bildung der Differenzen  $\nabla_{12}^1 \nabla^1$  verringert in der Regel die Anzahl der zu schätzenden Parameter und hat nur geringfügige Effekte auf die Standardabweichung. Wird dem »Grundsatz der Sparsamkeit« gefolgt, ist diese Differenzierung daher zu präferieren.) Auf der Grundlage der Teststatistiken des ADF-Tests kann die Nullhypothese einer Einheitswurzel für eine hinreichend große Anzahl von autoregressiven Korrekturtermen generell nicht abgelehnt werden, während auf der Basis des Phillips-Perron-Tests die Nullhypothese prinzipiell abgelehnt wird. In einer weiteren Reihe von Überprüfungen der Einheitswurzelhypothese wurde der von Hylleberg, Engle, Granger und Yoo (1990) entwickelte sowie von Beaulieu und Miron (1993) auf Monatsdaten erweiterte Test verwendet, der sich insbesondere mit saisonalen (komplexen) Einheitswurzeln auseinandersetzt. Als Vorteil dieses Verfahrens ist die Möglichkeit der Überprüfung von Einheitswurzeln zu den einzelnen Frequenzen anzusehen. Die Testergebnisse lassen den Schluß zu, daß bei einer Vielzahl von Frequenzen, die Nullhypothese einer saisonalen Einheitswurzel abzulehnen ist. Hingegen kann die Nullhypothese in der Regel nicht zu den Frequenzen 0 und  $\pi$  abgelehnt werden.

Eine routinemäßige Differenzierung von Zeitreihen zur Vermeidung einer »Spurious-Regression« im Sinne von Granger und Newbold (1974) und

---

<sup>34</sup> Generell existieren noch weitere Ansätze zur Überprüfung der Nullhypothese der Anwesenheit einer Einheitswurzel; so ist aus Gründen der Vollständigkeit der »Full-Information-Maximum-Likelihood«-Ansatz von Johansen (1988, 1991) sowie Johansen und Juselius (1990, 1992) zu nennen [vgl. auch die Darstellung bei Hamilton (1994, S. 630–651)].

Yule (1926) ist in zwei Fällen nicht unproblematisch [vgl. Hamilton (1994, S. 562)]:

- Sollte der Datensatz stationär sein, dann kann eine Differenzierung der Zeitreihe zu einer fehlspezifizierten Regression führen.
- Sollten zwei Zeitreihen tatsächlich von der Ordnung eins integriert sein, »there is an interesting class of models for which the bivariate dynamic relation between  $y_1$  and  $y_2$  will be misspecified if the researcher simply differences both  $y_1$  and  $y_2$ « [Hamilton (1994, S. 562)]. Diese Modellklasse beinhaltet kointegrierte Prozesse.

Da im Rahmen der Überprüfung auf Einheitswurzeln generell widersprüchliche Ergebnisse vorliegen, soll im nachfolgenden Abschnitt die Hypothese einer Kointegrationsbeziehung untersucht werden.

*c) Test auf eine langfristige Gleichgewichtsbeziehung  
zwischen den ökonomischen Variablen*

Generell sind stationäre Zeitreihen Voraussetzung für eine konsistente empirische Analyse. Sofern nicht-stationäre Zeitreihen aufeinander regressiert werden, stellen sich die Probleme einer »Spurious-Regression« ein [vgl. hierzu Granger und Newbold (1974) sowie Phillips (1986)]. Allerdings ist auch eine Differenzierung von Zeitreihen unter bestimmten Bedingungen verfehlt, da selbst bei integrierten Regressoren eine langfristige Gleichgewichtsbeziehung bestehen kann, die ihrerseits eine stationäre Linearbeziehung darstellt. Hieraus ergeben sich auch sofort Konsequenzen für eine Vektorautoregression.

Unterstellt seien die beiden nachfolgenden stochastischen Prozesse [siehe Hamilton (1994, S. 571/572)]:

$$\begin{aligned} \text{(E.109)} \quad y_{1t} &= \gamma y_{2t} + u_{1t}, \\ y_{2t} &= y_{2,t-1} + u_{2t}. \end{aligned}$$

Durch Bildung der ersten Differenzen folgt:

$$\text{(E.110)} \quad \Delta y_{2t} = u_{2t},$$

$$\begin{aligned} \text{(E.111)} \quad \Delta y_{1t} &= \gamma \Delta y_{2t} + \Delta u_{1t} \\ &= \gamma u_{2t} + u_{1t} - u_{1,t-1} \\ &= \nu_t + \theta \nu_{t-1}. \end{aligned}$$

Somit sind sowohl  $y_{1t}$  als auch  $y_{2t}$  beide  $I(1)$ -Prozesse. Die Linearkombination  $(y_{1t} - \gamma y_{2t})$  ist jedoch stationär. Es läßt sich dementsprechend festhalten, daß falls der Vektor  $y_t$  kointegriert sein sollte »it is not correct to fit a vector autoregression to the differenced data« [Hamilton (1994, S. 573)]. Hamilton (1994, S. 573) führt weiter aus: »The reason a finite-order VAR in differences affords a poor approximation to the cointegrated system... is that the *level* of  $y_2$  contains information that is useful for forecasting  $y_1$  beyond that contained in a finite number of lagged changes in  $y_2$  alone.« Die Gleichung

$$(E.112) \quad \begin{pmatrix} \Delta y_{1t} \\ \Delta y_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -1 & \gamma \\ 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \gamma u_{2t} + u_{1t} \\ u_{2t} \end{pmatrix}$$

kann als ein allgemeines Prinzip angesehen werden, wonach bei einem kointegrierten System, »one should include lagged levels along with lagged differences in a vector autoregression explaining  $\Delta \mathbf{y}_t$ . The lagged levels will appear in the form of those linear combinations of  $\mathbf{y}$  that are stationary« [Hamilton (1994, S. 574)]. Damit ist ein Test auf Kointegration zwingend erforderlich.

Der Test auf Kointegration ist in der folgenden Art und Weise vorzunehmen [vgl. Hamilton (1994, S. 582–596) sowie Abschnitt E.I.4]. Die Nullhypothese unterstellt keine Kointegration zwischen den Elementen eines  $(n \times 1)$  Vektors  $y_t$ . Die Ablehnung dieser Nullhypothese ist dementsprechend als Evidenz für Kointegration anzusehen. Als erstes sind aber die Zeitreihen auf Integration der Ordnung eins hin – unter Verwendung der oben dargestellten Verfahren – zu überprüfen. Als nächstes ist der Skalar  $z_t = \alpha' y_t$  zu konstruieren. Hierbei repräsentiert  $\alpha$  den kointegrierenden Vektor ( $\alpha = [1 \quad \alpha_2 \quad \alpha_3 \quad \dots \quad \alpha_n]$ ). Dieser kann unter Verwendung der Regressionsgleichung

$$(E.113) \quad y_{1t} = \alpha_2 y_{2t} + \alpha_3 y_{3t} + \dots + \alpha_n y_{nt} + \epsilon_t,$$

aber auch durch

$$(E.114) \quad y_{1t} = a + \alpha_2 y_{2t} + \alpha_3 y_{3t} + \dots + \alpha_n y_{nt} + \epsilon_t$$

geschätzt werden [siehe Hamilton (1994, S. 586–589) und vertiefend Phillips und Durlauf (1986) sowie Stock (1987)]. Sofern  $\alpha$  ein wahrer kointegrierender Vektor sein sollte, ist die Zeitreihe  $z_t$  stationär. Ist hingegen dieser Vektor  $\alpha$  kein kointegrierender Vektor, dann ist die Zeitreihe  $z_t$  nicht stationär. Sollte zwischen den betrachteten Zeitreihen keine Kointegrationsbeziehung bestehen, dann führt die Regression einer  $I(1)$ -Variablen auf einen Set von  $(n-1)$   $I(1)$ -Variablen zu Koeffizienten, die keinen  $I(0)$ -



Tabelle E.22

**Schätzung des kointegrierenden Vektors und  
Test auf Kointegration [Variable »lnProdN«]**

| Variable    | Parameter-<br>schätzung | t-Wert | Unit-Root-Test |            |            |
|-------------|-------------------------|--------|----------------|------------|------------|
| Konstante   | -0,619                  | -3,030 | AR-<br>Terme   | $Z_t^{DF}$ | $Z_t^{PP}$ |
| lnAusBdI    | 0,520                   | 25,100 |                |            |            |
| DW-d        | 0,913                   |        | 0              | -9,854     | -9,884     |
| $R^2$       | 0,653                   |        | 3              | -5,134     | -9,469     |
| $R_{adj}^2$ | 0,652                   |        | 6              | -3,178     | -10,020    |
| RMSE        | 0,1145                  |        | 9              | -4,166     | -10,666    |
|             |                         |        | 12             | -2,746     | -11,183    |
|             |                         |        | 18             | -2,677     | -12,200    |

Hinweis: Die linke Hälfte der Tabelle beinhaltet eine »Kleinste-Quadrate«-Schätzung des kointegrierenden Parameters. In der rechten Hälfte der Tabelle werden die Residuen unter Verwendung des ADF- und des Phillips-Perron-Tests – unter Einbeziehung von Autoregressiven Termen – auf Einheitswurzeln überprüft.

Fehlerterm erzeugen [siehe Hamilton (1994, S. 591/592)]. Es existiert somit ein »Spurious-Regression«-Problem, welches in nicht-stationären Residuen mündet. Damit ist der Test auf die Nullhypothese, daß der Prozeß  $z_t$  von der Ordnung eins integriert ist, äquivalent zum Test der Nullhypothese, daß der Vektor-Prozeß *nicht* kointegriert ist [vgl. Hamilton (1994, S. 582)]. Zur Überprüfung der Zeitreihe  $z_t$  auf Integration der Ordnung eins können die üblichen Tests auf Einheitswurzeln und Teststatistiken verwendet werden, allerdings verändert sich die asymptotische Verteilung dieser Statistiken [siehe Hamilton (1994, S. 592–596) sowie vertiefend Phillips und Ouliaris (1990)].

In der Tabelle E.22 befinden sich die Schätzergebnisse für den kointegrierenden Vektor. Hierbei wurde in Analogie zu Huang und Lin (1993) der aggregierte Output »lnProdN« durch eine Konstante und die staatlichen Ausgaben »lnAusBdI« erklärt. Beide Koeffizienten sind statistisch signifikant. Der Durbin-Watson-d-Wert beträgt knapp eins. In der rechten Hälfte der Tabelle E.22 befinden sich die üblichen Teststatistiken für einen Einheitswurzelttest; es handelt sich hierbei um den ADF-Test und den Phillips-

Tabelle E.23

Schätzung des kointegrierenden Vektors und  
Test auf Kointegration [Variable »lnAusBdI«]

| Variable    | Parameter-<br>schätzung | t-Wert | Unit-Root-Tests |            |            |
|-------------|-------------------------|--------|-----------------|------------|------------|
| Konstante   | 4,196                   | 18,565 | AR-<br>Terme    | $Z_t^{DF}$ | $Z_t^{PP}$ |
| lnProdN     | 1,256                   | 25,100 |                 |            |            |
| DW-d        | 1,059                   |        | 0               | -10,759    | -10,791    |
| $R^2$       | 0,653                   |        | 3               | -5,456     | -10,547    |
| $R^2_{adj}$ | 0,652                   |        | 6               | -2 983     | -10,900    |
| RMSE        | 0,1780                  |        | 9               | -3,274     | -11,470    |
|             |                         |        | 12              | -0,425     | -11,797    |
|             |                         |        | 18              | -1,693     | -12,745    |
|             |                         |        |                 |            |            |

Hinweis: Die linke Hälfte der Tabelle beinhaltet eine »Kleinste-Quadrate«-Schätzung des kointegrierenden Parameters. In der rechten Hälfte der Tabelle werden die Residuen unter Verwendung des ADF- und des Phillips-Perron-Tests – unter Einbeziehung von Autoregressiven Termen – auf Einheitswurzeln überprüft.

Perron-Test. Der Einheitswurzeltest bezieht sich auf die mit der Regression verbundenen Residuen  $z_t$  (= »LinearKom«). Die kritischen Werte, die für eine Testentscheidung benötigt werden, finden sich bei Hamilton (1994, S. 582–596 und 765/766). Im Rahmen dieser Testverfahren wurden jeweils verschiedene Teststatistiken ermittelt, die sich durch die unterschiedliche Anzahl von autoregressiven Korrekturtermen (»AR-Terme«) voneinander unterscheiden. Auf der Basis dieser unterschiedlichen Tests läßt sich die Schlußfolgerung ziehen, daß bei einer hinreichenden Anzahl von autoregressiven Korrekturtermen die Nullhypothese einer Einheitswurzel durch den ADF-Test nicht abgelehnt werden kann. Hingegen muß bei einer kleineren Anzahl von autoregressiven Korrekturtermen die Nullhypothese abgelehnt werden. Demgegenüber ist durch den Phillips-Perron-Test grundsätzlich die Nullhypothese abzulehnen.

Aus Gründen der Vollständigkeit beinhaltet die Tabelle E.23 eine weitere Möglichkeit der Ermittlung der Kointegrationsbeziehung zwischen den beiden ökonomischen Variablen »lnAusBdI« und »lnProdN«; hierbei wird die Variable »lnAusBdI« durch die Konstante und die Variable »lnProdN« er-

klärt. In Hinblick auf die Teststatistiken gelten die vorangegangenen Überlegungen. Auch hier ist wiederum auf der Basis des Phillips-Perron-Tests die Nullhypothese generell abzulehnen, während beim ADF-Test lediglich bei einer geringen Anzahl von autoregressiven Korrekturtermen die Nullhypothese abgelehnt werden kann.

Im Rahmen der nachfolgenden Analyse, welche die »Cross-Equation«-Restriktionen der »Tax-Smoothing«-Hypothese untersucht, sollen trotz der vermeintlichen Eindeutigkeit der Testergebnisse sowohl die Existenz einer langfristigen Gleichgewichtsbeziehung als auch die Abwesenheit einer solchen Beziehung zwischen den staatlichen nichtzintragenden Ausgaben »lnAusBdI« und dem aggregierten Output »lnProdN« verwendet werden. Falls eine langfristige Gleichgewichtsbeziehung zwischen diesen beiden Variablen unterstellt ist, geht die Variable »LinearKom« ( $= z_t$ ) in die ökonometrische Analyse ein.

#### *d) Überprüfung der »Tax-Smoothing«-Hypothese durch den Vektorautoregressiven Ansatz*

Die theoretischen und empirischen Erkenntnisse des »Tax-Smoothing«-Ansatzes von Huang und Lin (1993) für den stochastischen Modellrahmen laufen auf die Verwendung des Vektorautoregressiven Ansatzes hinaus. Von zentraler Bedeutung ist, inwieweit zwischen den beiden ökonomischen Variablen – den staatlichen Ausgaben und dem Output der Volkswirtschaft – eine langfristige Gleichgewichtsbeziehung im Sinne des Konzeptes der Kointegration vorliegt. Hierzu kann auf die Untersuchungen der vorangegangenen Abschnitte zurückgegriffen werden. Im Rahmen der Überprüfung der Gültigkeit der »Tax-Smoothing«-Hypothese in der Formulierung von Huang und Lin (1993) muß die diesbezügliche Hypothesenformulierung des Abschnittes E.II.1 angeführt werden. Die formale Modellableitung von Huang und Lin (1993) läuft darauf hinaus, daß vergangene Realisationen der Budgetdefizite  $s_t$ , der staatlichen Ausgaben sowie des Outputs keinen Erklärungsbeitrag für den Term REBud ( $= s_t + \Delta g_t - (1/\Omega)\Delta y_t - (1/\rho)s_{t-1}$ ) liefern [vgl. die Ausführungen im Abschnitt E.II.1 sowie Huang und Lin (1993, S. 324)]. Falls die staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter und Transfers sowie der aggregierte Output kointegriert sein sollten, verändern sich die Regressoren für den REBud-Ausdruck.

Die beiden nachfolgenden Abschnitte fassen die empirischen Ergebnisse zur Überprüfung der mit der »Tax-Smoothing«-Hypothese verbundenen Restriktionen in Hinblick auf die verzögerten Terme zusammen. Ab-

schnitt aa) unterstellt die Abwesenheit eines im Sinne des Kointegrationsansatzes langfristigen Gleichgewichtes zwischen den staatlichen Ausgaben und dem aggregierten Output. Hingegen wird im Rahmen des Abschnittes bb) eine langfristige Gleichgewichtsbeziehung zwischen den beiden genannten ökonomischen Variablen angenommen und die Variable »Linear-Kom« anstelle der differenzierten Zeitreihe »lnProdN« verwendet.

aa) Modellselektion und Teststatistiken zur  
Evaluation des VAR-Modelles: Abwesenheit einer  
langfristigen Gleichgewichtsbeziehung

Zur Implementierung des VAR-Ansatzes muß zunächst die Lag-Länge des Vektorautoregressiven Ansatzes bestimmt werden [vgl. die Ausführungen von Lütkepohl (1991, S. 118–138), Mills (1990, S. 308/309) sowie Hamilton (1994, S. 296–298)]. Hierzu kann der »Likelihood-Ratio«-Test verwendet werden [siehe die Zusammenfassung bei Engle (1984) zu den gängigen Testverfahren]. Unterstellt sei ein Vektorautoregressives Modell der Ordnung  $p$  mit  $n$  Variablen und  $T$  Beobachtungen:

$$(E.115) \quad Y_t = \Phi_0 + Y_{t-1}\Phi_1 + \dots + Y_{t-p}\Phi_p + U_t, U_t \sim \text{IID}(0, \Psi).$$

Der Hypothesentest auf die Laglänge setzt bei der »Likelihood-Ratio« beziehungsweise der »Log-Likelihood-Ratio« an [vgl. für eine theoretische Abhandlung die Darstellung bei Davidson und MacKinnon (1993, S. 435–479), Sims (1980) sowie Hamilton (1994, S. 296–298)]. Die »Log-Likelihood«-Funktion ist unter Beachtung der geschätzten Parameterwerte  $\hat{\Phi}$  definiert durch:

$$(E.116) \quad \Lambda(\Omega, \hat{\Phi}) = -(Tn/2) \log(2\pi) + (T/2) \log |\Omega^{-1}| - (1/2) \sum_{t=1}^T \hat{U}_t' \Omega^{-1} \hat{U}_t.$$

Diese »Likelihood«-Funktion ist maximal, wenn  $\Omega' = \sum_{t=1}^T \hat{U}_t' \hat{U}_t$  ist. Hieraus resultiert [vgl. Hamilton (1994, S. 295/296)]:

$$(E.117) \quad \Lambda(\hat{\Omega}, \hat{\Phi}) = -(Tn/2) \log(2\pi) + (T/2) \log |\Omega^{-1}| - (Tn/2).$$

Auf der Basis der Gleichung (E.117) kann auf recht einfache Weise ein »Likelihood-Ratio«-Test durchgeführt werden [siehe Hamilton (1994, S. 296–298)]. Hierzu werden zwei Alternativen formuliert. Die Nullhypothese unterstellt Restriktionen in Hinblick auf die Parameter (»Restricted-Model«), die sich in der Anzahl der Lags  $p_0$  artikuliert. Hingegen beruht

die Alternativhypothese auf dem unbeschränkten Modell mit  $p_1 > p_0$  Lags (»Unrestricted-Model«). Auf der Grundlage der Nullhypothese folgt die geschätzte Varianz-Kovarianz-Matrix der Residuen  $\hat{\Omega}_0$  sowie unter der Alternativhypothese die Varianz-Kovarianz-Matrix  $\hat{\Omega}_1$ ; entsprechende »Log-Likelihood«-Funktionen  $\Lambda_0^*$  und  $\Lambda_1^*$  können ermittelt werden. Das Zweifache des »Log-Likelihood«-Verhältnisses beträgt [siehe Hamilton (1994, S. 297)]:

$$(E.118) \quad 2(\Lambda_1^* - \Lambda_0^*) = T (\log |\hat{\Omega}_0| - \log |\hat{\Omega}_1|) .$$

Unter der Nullhypothese ist diese Teststatistik asymptotisch eine  $\chi^2$ -Verteilung. Die Anzahl der Freiheitsgrade entspricht hierbei der Anzahl der Restriktionen, die mit der Nullhypothese verbunden sind; es existieren insgesamt  $n^2(p_1 - p_0)$  Restriktionen unter der Nullhypothese. Sims (1980, S. 17) modifiziert den »Log-Likelihood«-Test durch Berücksichtigung der Anzahl der unter der Alternativhypothese geschätzten Parameter  $k(= 1 + np_1)$ :

$$(E.119) \quad LR_{mod} = (T - k) (\log |\hat{\Omega}_0| - \log |\hat{\Omega}_1|) .$$

Theoretische Überlegungen zur Schätzung von Vektorautoregressiven Ansätzen betonen regelmäßig die Problematik der Differenzierung der verwendeten Zeitreihen [siehe beispielsweise Hamilton (1994, S. 651–653)]. In der Regel ist eine vorschnelle Differenzierung der Datensätze aus ökonometrischer Sicht nicht ungefährlich, da Fehlspezifikationen nicht ausgeschlossen sind. Daher schlägt Hamilton (1994, S. 651–653) eine umfassende Betrachtung sowohl von Vektorautoregressionen in Differenzen als auch in bezug auf die nicht differenzierten Zeitreihen vor.

Die Motivation, die in diesem Abschnitt mit der Verwendung des Vektorautoregressiven Ansatz verbunden ist, beruht auf den theoretischen Ausführungen von Huang und Lin (1993), wonach der Vektorautoregressive Ansatz lediglich zur Überprüfung der mit der »Tax-Smoothing«-Hypothese verbundenen »Cross-Equation«-Restriktionen verwendet wird. Diese Überprüfung setzt bei den Wachstumsraten der beiden ökonomischen Variablen an. In den nachfolgenden Betrachtungen wird sowohl die jährliche Wachstumsrate (Abstandsrate) als auch die laufende Rate verwendet. Dementsprechend liegen die beiden folgenden theoretischen Modelle der empirischen Analyse zugrunde. Das Modell B ist durch das folgende Gleichungssystem bestimmt:

$$(E.120) \quad \begin{aligned} \text{REBud}^B &= a_0 + \sum a_i s_{t-i} + \sum b_i \nabla_{12}^1 g_{t-i} \\ &\quad + \sum c_i \nabla_{12}^1 y_{t-i} + \epsilon_t \text{ mit} \\ \text{REBud}^B &\equiv s_t + \nabla_{12}^1 g_t - \Omega^{-1} \nabla_{12}^1 y_t - \rho^{-1} s_{t-1} . \end{aligned}$$

*Tabelle E.24*

**Bestimmung der optimalen Laglänge der  
VAR-Modelle unter Verwendung der  
»Likelihood-Ratio« (1)**

|                | Modell A                       | Modell B   | Modell C   |
|----------------|--------------------------------|--|--|
|                | deficit<br>lnAusBdI<br>lnProdN | deficit<br>$\nabla^1_{12}$ lnAusBdI<br>$\nabla^1_{12}$ lnProdN | deficit<br>$\nabla^1$ lnAusBdI<br>$\nabla^1$ lnProdN |
| Lag-Hypothesen | Modell A                       | Modell B   | Modell C   |
| 18 versus 17   | 12,822                         | 6,721  | 6,961  |
| 17 versus 16   | 11,548                         | 8,900  | 10,363   |
| 16 versus 15   | 15,659                         | 11,790   | 18,233   |
| 15 versus 14   | 30,561                         | 19,761   | 24,324   |
| 14 versus 13   | 32,200                         | 25,253   | 22,224   |
| 13 versus 12   | 96,325                         | 36,977   | 54,869   |

Demgegenüber ist das Modell C durch den nachstehenden Zusammen-  
hang geprägt:

(E.121)

$$\begin{aligned} \text{REBud}^C &= a_0 + \sum a_i s_{t-i} + \sum b_i \nabla^1 g_{t-i} \\ &\quad + \sum c_i \nabla^1 y_{t-i} + \epsilon_t \text{ mit} \\ \text{REBud}^C &\equiv s_t + \nabla^1 g_t - \Omega^{-1} \nabla^1 y_t - \rho^{-1} s_{t-1}. \end{aligned}$$

Darüber hinaus soll auch noch ein Vektorautoregressives Modell für die nicht differenzierten Zeitreihen ermittelt werden (Modell A). Die Tabelle E.24 enthält die Angaben zur Ermittlung der optimalen Laglänge für die sich ergebenden drei Modelle unter Berücksichtigung der vorangegangenen Ausführungen zur Ermittlung der »Likelihood-Ratio«. Die Anzahl der Freiheitsgrade beträgt jeweils neun und damit hat der kritische Wert für ein Signifikanzniveau von 5% den Wert 16,9. Die Nullhypothese wird abgelehnt, sobald der Wert der Teststatistik den kritischen Wert übersteigt.

Tabelle E.24 faßt die Ergebnisse der Bestimmung der optimalen Laglänge für insgesamt drei verschiedene Modelle zusammen: Modell A berücksichtigt die drei ökonomischen Variablen jeweils in Hinblick auf die Niveaugrößen, während die Modelle B und C in bezug auf die staatlichen Ausgaben und den aggregierten Output differenzierte Zeitreihen verwenden. Allgemein stellt sich bei allen drei Modellansätzen heraus, daß eine Laglänge von fünfzehn Monaten präferiert wird. Die Tabelle E.25 enthält für die drei verwendeten VAR(15)-Modelle lediglich die zentralen statistischen Kennzahlen. Im allgemeinen sind lediglich einige der verzögerten Terme statistisch signifikant.

Die Überlegungen von Huang und Lin (1993) zur Überprüfung der »Tax-Smoothing«-Hypothese durch die Betrachtung der »Cross-Equation«-Restriktionen läuft auf die Forderung heraus, daß bei Gültigkeit der »Tax-Smoothing«-Hypothese in der Interpretation von Huang und Lin (1993) die Einhaltung der Null-Restriktionen, d. h. von

$$(E.122) \quad a_i = b_i = c_i = 0 \text{ für } i = 1, \dots, p.$$

für die Gleichungen (E.120) und (E.121) zwingend erforderlich ist.

Zur Überprüfung der »Cross-Equation«-Restriktionen wurde zunächst die Variable »REBud« generiert und sodann das Regressionsmodell der Gleichung (E.120) beziehungsweise (E.121) geschätzt. In der Tabelle E.26 sind die Ergebnisse der Überprüfung der »Cross-Equation«-Restriktionen der »Tax-Smoothing«-Hypothese enthalten. Exemplarisch sind die Koeffizienten sowie die t-Werte zu einigen Lags der drei Variablen aufgeführt. Allgemein folgt, daß eine Vielzahl von verzögerten Termen bei allen beiden Modellansätzen statistisch signifikante Parameterwerte aufweisen. Hieraus läßt sich der Schluß ziehen, daß bei Verwendung von Monatsdaten die mit der »Tax-Smoothing«-Hypothese verbundenen Restriktionen nicht bestätigt werden konnten.

Ein Eindruck in Hinblick auf die Erklärungsgüte der drei Modellansätze soll abschließend vermittelt werden. Hierbei wurde die »Sample-Correlation« zwischen den tatsächlich realisierten Budgetdefiziten  $s_t$  und den geschätzten Budgetdefiziten  $\hat{s}_t$  auf der Grundlage der drei Modelle ermittelt. Insgesamt unterscheiden sich die entsprechenden Werte lediglich geringfügig. Über den Zeitraum von 1968:1 bis 1993:12 beträgt dieses Maß der Erklärungsgüte für das Modell A 0,870, für das Modell B lediglich 0,781 sowie für das Modell C 0,860. Als Vergleich kann der entsprechende Wert des univariaten ARIMA-Ansatzes herangezogen werden. Dieser beträgt 0,91.



Tabelle E.25

**Charakteristika und statistische Kennzahlen  
der VAR-Modelle (1)**

| Kennzahlen  | Modell A | Modell B                 | Modell C            |
|-------------|----------|--------------------------|---------------------|
|             | deficit  | deficit                  | deficit             |
| N           | 315      | 303                      | 304                 |
| $R^2$       | 0,884    | 0,858                    | 0,884               |
| $R^2_{adj}$ | 0,865    | 0,834                    | 0,864               |
| RMSE        | 0,084    | 0,094                    | 0,085               |
| DW-d        | 1,961    | 1,974                    | 1,995               |
|             | lnAusBdI | $\nabla^1_{12}$ lnAusBdI | $\nabla^1$ lnAusBdI |
| N           | 315      | 303                      | 304                 |
| $R^2$       | 0,936    | 0,386                    | 0,821               |
| $R^2_{adj}$ | 0,925    | 0,278                    | 0,790               |
| RMSE        | 0,076    | 0,079                    | 0,076               |
| DW-d        | 1,997    | 1,984                    | 2,021               |
|             | lnProdN  | $\nabla^1_{12}$ lnProdN  | $\nabla^1$ lnProdN  |
| N           | 315      | 303                      | 304                 |
| $R^2$       | 0,973    | 0,730                    | 0,878               |
| $R^2_{adj}$ | 0,969    | 0,683                    | 0,857               |
| RMSE        | 0,029    | 0,031                    | 0,028               |
| DW-d        | 1,936    | 1,994                    | 2,005               |

Hinweise: Die Tabelle enthält für die drei aufgeführten Modelle lediglich die zentralen Statistiken; Die  $R^2$ -Werte geben den »Goodness-of-Fit« an, RMSE repräsentiert den »Root-Mean-Square-Error«, N die Anzahl der Beobachtungen und DW-d den Wert der Durbin-Watson-d-Statistik.

Tabelle E.26

**Überprüfung der »Tax-Smoothing«-Hypothese (1):  
Test der »Cross-Equation«-Restriktionen**

| Lags        | Modell B<br>Variable              | Parameter          | Modell C<br>Variable         | Parameter          |
|-------------|-----------------------------------|--------------------|------------------------------|--------------------|
|             | Konstante                         | -0,027<br>(-2,21)  | Konstante                    | -0,015<br>(-1,56)  |
| 1           | deficit                           | -0,846<br>(-11,44) | deficit                      | -0,829<br>(-11,34) |
| 2           | deficit                           | 0,157<br>(2,14)    | deficit                      | 0,202<br>(2,78)    |
| 3           | deficit                           | 0,217<br>(2,94)    | deficit                      | 0,177<br>(2,37)    |
| 12          | deficit                           | 0,883<br>(28,08)   | deficit                      | 0,641<br>(9,60)    |
| 1           | $\nabla_{12}^1 \ln \text{AusBdI}$ | 0,233<br>(2,68)    | $\nabla^1 \ln \text{AusBdI}$ | -0,722<br>(-8,93)  |
| 2           | $\nabla_{12}^1 \ln \text{AusBdI}$ | 0,182<br>(2,067)   | $\nabla^1 \ln \text{AusBdI}$ | -0,571<br>(-5,92)  |
| 3           | $\nabla_{12}^1 \ln \text{AusBdI}$ | 0,194<br>(2,22)    | $\nabla^1 \ln \text{AusBdI}$ | -0,409<br>(-4,19)  |
| 12          | $\nabla_{12}^1 \ln \text{AusBdI}$ | -0,717<br>(-1,52)  | $\nabla^1 \ln \text{AusBdI}$ | 0,592<br>(6,36)    |
| 1           | $\nabla_{12}^1 \ln \text{ProdN}$  | -0,330<br>(-0,279) | $\nabla^1 \ln \text{ProdN}$  | 0,961<br>(7,80)    |
| 2           | $\nabla_{12}^1 \ln \text{ProdN}$  | -0,273<br>(-2,17)  | $\nabla^1 \ln \text{ProdN}$  | 0,622<br>(4,29)    |
| 3           | $\nabla_{12}^1 \ln \text{ProdN}$  | -0,296<br>(-2,24)  | $\nabla^1 \ln \text{ProdN}$  | 0,370<br>(2,54)    |
| 12          | $\nabla_{12}^1 \ln \text{ProdN}$  | 0,465<br>(3,86)    | $\nabla^1 \ln \text{ProdN}$  | -0,170<br>(-1,20)  |
| N           |                                   | 303                |                              | 304                |
| $R^2$       |                                   | 0,974              |                              | 0,979              |
| $R_{adj}^2$ |                                   | 0,969              |                              | 0,975              |
| RMSE        |                                   | 0,059              |                              | 0,057              |
| DW-d        |                                   | 1,966              |                              | 1,981              |

Tabelle E.27

Bestimmung der optimalen Laglänge der  
VAR-Modelle unter Verwendung der  
»Likelihood-Ratio« (2)

|                | Modell D                         | Modell E   | Modell F                                    |
|----------------|----------------------------------|--|---|
|                | deficit<br>lnAusBdI<br>LinearKom | deficit<br>$\nabla^1_{12}$ lnAusBdI<br>LinearKom | deficit<br>$\nabla^1$ lnAusBdI<br>LinearKom |
| Lag-Hypothesen | Modell D                         | Modell E   | Modell F                                    |
| 18 versus 17   | 12,822                           | 15,500   | 13,295                                      |
| 17 versus 16   | 11,696                           | 7,770  | 9,435                                       |
| 16 versus 15   | 15,659                           | 7,019  | 14,058                                      |
| 15 versus 14   | 30,561                           | 29,046   | 26,937                                      |
| 14 versus 13   | 32,200                           | 70,283   | 37,129                                      |

bb) Modellselektion und Teststatistiken zur  
Evaluation des VAR-Modelles: Unterstellung einer  
langfristigen Gleichgewichtsbeziehung

Im Rahmen dieses Abschnittes soll die Hypothese unterstellt werden, daß sich die beiden ökonomischen Variablen in einer langfristigen Gleichgewichtsbeziehung im Sinne des Konzeptes der Kointegration befinden. Die Unterstellung einer langfristigen Gleichgewichtsbeziehung zwischen den beiden ökonomischen Variablen manifestiert sich in einer veränderten Ausgangslage der zu berücksichtigenden Variablen: Nunmehr geht die Variable »LinearKom« (= »lnProdN« -  $\alpha$  »lnAusBd«) anstelle des aggregierten Outputs »lnProdN« in die ökonometrische Analyse ein; es handelt sich hierbei um die Residuen, die mit der Schätzung der Tabelle E.22 verbunden sind.

Insgesamt wurden wiederum drei Modelle unter Verwendung des Vektorentregressiven Ansatzes angepaßt; beim Modell D handelt es sich wiederum um die nicht differenzierten Zeitreihen. In der ersten Hälfte der Tabelle E.27 sind die verwendeten Variablen aufgeführt; »LinearKom« ist entsprechend der kointegrierenden Regressionsschätzung der Tabelle E.22

Tabelle E.28

**Charakteristika und statistische Kennzahlen der  
VAR-Modelle (2)**

| Kennzahlen  | Modell D  | Modell E                 | Modell F            |
|-------------|-----------|--------------------------|---------------------|
|             | deficit   | deficit                  | deficit             |
| N           | 315       | 309                      | 315                 |
| $R^2$       | 0,884     | 0,870                    | 0,885               |
| $R^2_{adj}$ | 0,865     | 0,848                    | 0,866               |
| RMSE        | 0,084     | 0,089                    | 0,083               |
| DW-d        | 1,961     | 1,988                    | 1,981               |
|             | lnAusBdI  | $\nabla^1_{12}$ lnAusBdI | $\nabla^1$ lnAusBdI |
| N           | 315       | 309                      | 315                 |
| $R^2$       | 0,936     | 0,437                    | 0,825               |
| $R^2_{adj}$ | 0,925     | 0,341                    | 0,796               |
| RMSE        | 0,076     | 0,076                    | 0,075               |
| DW-d        | 1,997     | 1,990                    | 2,012               |
|             | LinearKom | LinearKom                | LinearKom           |
| N           | 315       | 309                      | 315                 |
| $R^2$       | 0,816     | 0,790                    | 0,818               |
| $R^2_{adj}$ | 0,785     | 0,755                    | 0,788               |
| RMSE        | 0,049     | 0,052                    | 0,049               |
| DW-d        | 1,960     | 1,996                    | 1,975               |

Hinweise: Die Tabelle enthält für die drei aufgeführten Modelle lediglich die zentralen Statistiken; Die  $R^2$ -Werte geben den »Goodness-of-Fit« an, RMSE repräsentiert den »Root-Mean-Square-Error«, N die Anzahl der Beobachtungen und DW-d den Wert der Durbin-Watson-d-Statistik.

berechnet worden. Prinzipiell lag der ökonometrischen Modellierung die gleiche Vorgehensweise zugrunde wie derjenigen des vorangegangenen Abschnittes: Tabelle E.27 enthält die Testangaben des modifizierten »Log-Likelihood«-Testes zur Bestimmung der optimalen Laglänge der drei Modelle. Wiederum stellte sich ein VAR(15)-Modell ein. Tabelle E.28 enthält für die drei geschätzten VAR(15)-Modelle jeweils die charakteristischen Kennzahlen.

Tabelle E.29 gibt Auskunft über die Gültigkeit der »Cross-Equation«-Restriktionen für die Modelle E und F; prinzipiell müssen diese abgelehnt werden, da eine Vielzahl von Variablen weiterhin einen Erklärungsbeitrag leisten. In Hinblick auf die Erklärungsgüte der drei Modelle stellen sich wiederum über den geschätzten Untersuchungszeitraum lediglich geringfügige Unterschiede ein. Das Modell D besitzt eine Erklärungsgüte in Höhe von 0,870, der Wert des Modelles E beträgt 0,823 und Modell F verfügt über einen Wert von 0,867.

#### cc) Zusammenfassung der Ergebnisse zur Überprüfung der »Tax-Smoothing«-Hypothese

Im Zentrum der vorangegangenen Abschnitte stand die Überprüfung der »Tax-Smoothing«-Hypothese von Huang und Lin (1993). Ansatzpunkt sind die mit diesem wohlfahrtsökonomischen Ansatz der Bestimmung optimaler Budgetdefizite verbundenen »Cross-Equation«-Restriktionen. Generell müssen diese Restriktionen in allen betrachteten Fällen abgelehnt werden. In Hinblick auf die »Performance« der »Tax-Smoothing«-Hypothese kann die Erklärungsgüte des »Unrestricted«-VAR-Modelles mit der Erklärungsgüte des einfachen ARIMA-Modelles der Bestimmung der Budgetdefizite in der Interpretation von Huang und Lin (1993) verglichen werden. Für den einfachen ARIMA-Ansatz betrug die »Sample-Correlation« 0,91. Demgegenüber verfügen die VAR-Modelle lediglich über eine »Sample-Correlation« von maximal 0,87. Entsprechend dem »Grundsatz der Sparsamkeit« ist demnach das einfache univariate ARIMA-Modell zu präferieren.

### 3. Ergebnisse der empirischen Analyse auf der Basis des »Tax-Smoothing«-Ansatzes und Folgerungen

Politische Entscheidungsträger sind aus der Sicht des wohlfahrtsökonomischen Ansatzes wohlwollend und allwissend. Sie verhalten sich als perfekte Agenten ihrer Wähler und sind damit *allwissende, wohlwollende Diktatoren*. Diese Sichtweise läßt sich empirisch überprüfen – sie muß sogar

Tabelle E.29

**Überprüfung der »Tax-Smoothing«-Hypothese (2):  
Test der »Cross-Equation«-Restriktionen**

| Lags        | Modell E<br>Variable              | Parameter          | Modell F<br>Variable         | Parameter          |
|-------------|-----------------------------------|--------------------|------------------------------|--------------------|
|             | Konstante                         | -0,016<br>(-1,52)  | Konstante                    | -0,014<br>(-1,50)  |
| 1           | deficit                           | -0,829<br>(-11,01) | deficit                      | -0,812<br>(-11,28) |
| 2           | deficit                           | 0,162<br>(2,18)    | deficit                      | 0,209<br>(2,92)    |
| 3           | deficit                           | 0,241<br>(3,27)    | deficit                      | 0,172<br>(2,36)    |
| 12          | deficit                           | 0,821<br>(20,800)  | deficit                      | 0,659<br>(10,15)   |
| 1           | $\nabla_{12}^1 \ln \text{AusBdI}$ | 0,224<br>(2,07)    | $\nabla^1 \ln \text{AusBdI}$ | -0,178<br>(-1,73)  |
| 2           | $\nabla_{12}^1 \ln \text{AusBdI}$ | -0,007<br>(-0,070) | $\nabla^1 \ln \text{AusBdI}$ | -0,191<br>(-1,65)  |
| 3           | $\nabla_{12}^1 \ln \text{AusBdI}$ | 0,161<br>(1,46)    | $\nabla^1 \ln \text{AusBdI}$ | -0,160<br>(-1,44)  |
| 12          | $\nabla_{12}^1 \ln \text{AusBdI}$ | -0,105<br>(-2,100) | $\nabla^1 \ln \text{AusBdI}$ | 0,450<br>(3,87)    |
| 1           | LinearKom                         | -0,013<br>(-0,118) | LinearKom                    | 1,056<br>(8,92)    |
| 2           | LinearKom                         | -0,341<br>(-2,91)  | LinearKom                    | -0,330<br>(-2,64)  |
| 3           | LinearKom                         | -0,076<br>(-0,641) | LinearKom                    | -0,237<br>(-1,880) |
| 12          | LinearKom                         | 0,121<br>(2,033)   | LinearKom                    | -0,417<br>(-3,46)  |
| <hr/>       |                                   |                    |                              |                    |
| N           |                                   | 309                |                              | 315                |
| $R^2$       |                                   | 0,971              |                              | 0,978              |
| $R_{adj}^2$ |                                   | 0,966              |                              | 0,974              |
| RMSE        |                                   | 0,062              |                              | 0,057              |
| DW-d        |                                   | 1,985              |                              | 1,977              |

wie alle theoretischen Ansätze an der Realität gemessen werden. In Hinblick auf die wohlfahrtsökonomische Erklärung der Budgetdefizite existiert in Gestalt des »Tax-Smoothing«-Ansatzes eine Theorie optimaler Budgetdefizite. Der Ansatz in der Interpretation von Huang und Lin (1993) stand in diesem Kapitel im Mittelpunkt des ökonometrischen Interesses. Aus der Sicht von Huang und Lin (1993) ist der »Tax-Smoothing«-Ansatz durch eine Reihe von Elementen charakterisiert; es handelt sich hierbei um die intertemporale Budgetbeschränkung, die intertemporale »Excess-Burden«-Zielfunktion sowie um die »Martingale«-Eigenschaft der Steuersätze. Letztere beinhaltet Überlegungen des Ansatzes rationaler Erwartungen in der Auslegung von Muth (1961). In der »Martingale«-Eigenschaft manifestiert sich die Vorstellung, daß im Grunde die wohlwollenden Diktatoren keine Veränderung der Steuersätze vornehmen möchten, da hiermit zusätzliche Wohlfahrtseffekte verbunden sind [siehe auch die analoge Argumentation im Zusammenhang mit der »Permanent-Income«-Hypothese durch Hall (1978) sowie Campbell (1987)]. Veränderungen der Steuersätze sind allenfalls aufgrund von nicht prognostizierbaren Ereignissen erforderlich und hieraus resultiert die »Martingale«-Eigenschaft der Steuersätze, wonach Steuersatzänderungen nicht prognostizierbar sind.

Eine empirische Überprüfung der »Tax-Smoothing«-Hypothese in der Interpretation von Huang und Lin (1993) stand im Mittelpunkt dieses zentralen Kapitels. Hierbei wurden zunächst die für die ökonometrische Umsetzung relevanten Zeitreihen generiert und einer umfassenden Analyse unterzogen, die sich auf die Stationaritätseigenschaft, die Modellierung der stochastischen Prozesse im Sinne des ARIMA-Ansatzes von Box und Jenkins (1970) und die Überprüfung auf eine Kointegrationsbeziehung erstreckte. Unter Verwendung des Vektorautoregressiven Ansatzes wurden analog zu den Ausführungen von Huang und Lin (1993) sowie Campbell (1987) die mit dem »Tax-Smoothing«-Ansatz verbundenen »Cross-Equation«-Restriktionen empirisch überprüft. Diese Restriktionen sind durch den Umstand bedingt, daß in den heutigen Realisationen bereits alle Informationen enthalten sind. Dementsprechend dürfen vergangene Werte der wohlfahrtsökonomischen Variablen keinen Erklärungsbeitrag über die heutigen Realisationen besitzen. Im Rahmen der ökonometrischen Analyse konnte allerdings die »Tax-Smoothing«-Hypothese für den verwendeten Datensatz nicht bestätigt werden. Jedoch verfügt das mit dieser wohlfahrtsökonomischen Theorie der Budgetdefizite verbundene ökonometrische Modell über einen nicht unerheblichen Erklärungsbeitrag. Trotzdem müssen die Gründe und die Konsequenzen aus diesem empirischen Ergebnis analysiert werden. Der nächste Abschnitt beschäftigt sich mit einer alternativen Sicht in bezug auf die Motive der Verwendung von Budgetdefiziten.



### III. Ökonometrische Analyse auf der Basis politökonomischer Motive der politischen Unternehmer

Die Ablehnung der »Cross-Equation«-Restriktionen des »Tax-Smoothing«-Ansatzes von Huang und Lin (1993) ist prinzipiell durch verschiedene Faktoren erklärbar. Zum einem ist denkbar, daß sich die Individuen nur im beschränkten Maße von einer rationalen Erwartungsbildung leiten lassen. Für die weitere Betrachtung soll aber von der Hypothese ausgegangen werden, daß sich die Individuen nicht systematisch täuschen lassen und daher weiterhin die Theorie der rationalen Erwartungen ihre Gültigkeit besitzt. Zum anderen könnte ebenfalls die intertemporale Budgetbeschränkung nicht gültig sein. Selbst für Individuen mit einer rationalen Erwartungsbildung stellen die öffentlichen Schulden kein Problem dar, wenn der politische Entscheidungsträger in der Lage ist, ein Ponzi-Spiel durchzuführen. Aus dieser Sicht heraus sind die Überlegungen des »Tax-Smoothing«-Ansatzes nicht sinnvoll. Die theoretischen Ausführungen des Kapitels B lassen den Schluß zu, daß in langer Sicht die intertemporale Budgetbeschränkung ihre Gültigkeit besitzt und somit der Handlungsspielraum der politischen Entscheidungsträger aus ökonomischer Sicht beschränkt ist.

Damit bleibt letztendlich lediglich als weitere plausible Erklärung – die sich darüber hinaus auch einfacher empirisch überprüfen läßt – die Vernachlässigung politökonomischer Faktoren in der Nutzenfunktion der politischen Entscheidungsträger übrig. [Siehe in dieser Hinsicht auch die Argumentation von Kirchgässner (1988).] Denkbar ist in diesem Zusammenhang, daß die politischen Entscheidungsträger weiterhin nach dem Rationalitätskalkül handeln, d. h. systematisch Handlungsalternativen auswählen. Im Unterschied zum vorangegangenen wohlfahrtsökonomischen »Tax-Smoothing«-Ansatz wird nun allerdings konsequent das ökonomische Verhaltensmodell auf den politischen Bereich angewendet [siehe vertiefend Mueller (1989) sowie Kirchgässner (1991a)]. Damit wird der Überlegung Rechnung getragen, daß sich die politischen Unternehmer nicht als perfekte Agenten des politischen Souveräns, der Gesamtbevölkerung, verhalten – in dem Sinne, daß sie die »Wünsche« der Wahlbürger umsetzen. Vielmehr verfügen die politischen Unternehmer über eine Zielfunktion, in deren Mittelpunkt die Verfolgung individueller eigennütziger Ziele der politischen Unternehmer steht. Das zur Verfügung stehende wirtschaftspolitische Instrumentarium – und vor allem die Aufnahme von Krediten am Kapitalmarkt zur Finanzierung staatlicher Ausgaben – dient zur Erreichung dieser Ziele. Als mögliche Ziele kommen insbesondere die Machterhaltung, die Realisierung ideologischer Vorstellungen sowie die Erzielung von Einkommen in Frage. Generell verhalten sich die politischen Unternehmer

nur wie sich Individuen im marktlichen Bereich auch verhalten: Sie maximieren den eigenen Nutzen; allgemeiner: Sie suchen sich *systematisch* aus dem existenten Alternativenset ihre zu realisierende Handlungsalternative aus.<sup>35</sup>

Im Mittelpunkt von Abschnitt 1 stehen zunächst potentielle politökonomische Einflußfaktoren, die sich in den Zielfunktionen der politischen Unternehmer niederschlagen können, sowie deren Operationalisierung. Abschnitt 2 beinhaltet die Untersuchung der Eigenschaften – im Sinne statistischer Charakteristika – der politökonomischen Zeitreihen. Zentral ist Abschnitt 3, der die ökonometrische Implementierung sowie verschiedene empirische Verfahren und Analysen beinhaltet, die eine Beziehung zwischen den Budgetdefiziten und den politökonomischen Variablen zum Ge-

---

<sup>35</sup> Mit dieser Sichtweise verbunden ist die Unterstellung, daß sich ein Individuum – sei es als Maximierer des Nutzens aus dem Konsum, sei es als politischer Unternehmer – am ökonomischen Verhaltensmodell orientiert [vgl. vertiefend Kirchgässner (1991a)]. Eine mögliche Erklärung für das »Versagen« des wohlfahrtsökonomischen »Tax-Smoothing«-Ansatzes könnte daher sein, daß sich die Individuen *nicht* am ökonomischen Verhaltensmodell ausrichten. Ansatzpunkte der Ablehnung sind die zentralen Annahmen des ökonomischen Verhaltensmodelles. Eine Annahme des Ansatzes ist das Rationalitätskalkül. Die Rationalitätsannahme kann sich einerseits auf die systematische Auswahl einer Aktion aus einem Alternativenset beziehen und betrifft demnach die Strategiewahl [vgl. Kirchgässner (1991a, S. 17)]. Andererseits kann sich Rationalität auch auf die Präferenzen beziehen [siehe Mas-Colel et al. (1995, S. 6/7)]; hier wird Rationalität durch Unterstellung von Transitivität und Vollständigkeit gewährleistet. Kritisch wird die Rationalitätsannahme beispielsweise von Güth (1995) beurteilt. Dies äußert sich in seiner Ansicht, wonach die Individuen längst nicht über die benötigten kognitiven Fähigkeiten verfügen, um jederzeit dem Rationalitätskalkül zu genügen. Güth (1995) führt in diesem Zusammenhang das einfache Ultimatumspiel an, in dem die Individuen vor einer »Alles-oder-Nichts«-Entscheidung stehen. Güth (1995) gelangt zum Ergebnis, daß die Individuen nicht in der Lage sind, die optimierende Strategie auszuwählen. Darüber hinaus existieren eine Reihe von Verhaltensanomalien, die dem Erwartungsnutzenmaximierungskonzept von v. Neumann und Morgenstern (1944) – welches die Umsetzung des ökonomischen Verhaltensmodelles unter Unsicherheit darstellt – nicht genügen oder zentralen Axiomen dieses Ansatzes widersprechen [siehe den Überblick bei Kirchgässner (1991a, S. 145-165)]. Die Schlußfolgerung aus diesen Verhaltensanomalien in bezug auf die Verwendbarkeit des ökonomischen Verhaltensmodelles kann nach Kirchgässner (1991a, S. 144) wie folgt gezogen werden: »Die Tatsache, daß Anomalien in bezug auf das ökonomische Verhaltensmodell existieren, ist... nicht erstaunlich und, solange keine besseren Alternativen vorhanden sind, auch kein Grund, dieses als ein Erklärungsmodell für den jeweils relevanten Bereich menschlichen Handelns zurückzuweisen.« Für die weitere Betrachtung soll daher auf der Grundlage der wissenschaftstheoretischen Ausführungen von Friedman (1953a) die Annahme getroffen werden, daß die Individuen handeln, *als ob* sie über die kognitiven Fähigkeiten verfügen würden, die sie auf der Basis des ökonomischen Verhaltensmodelles benötigen, um dem Rationalitätskalkül zu genügen. Darüber hinaus ist aus evolutorischen Gründen zu erwarten, daß sich lediglich Individuen durchsetzen und überleben werden, die dem Rationalitätskalkül – sei es auf der Basis kognitiver Fähigkeiten oder als Resultat eines intuitiven Handelns – folgen.

genstand haben. Abschnitt 4 faßt die Ergebnisse der ökonometrischen Analyse auf der Basis politökonomischer Variablen zusammen.

### **1. Eigennutzorientierte politische Entscheidungsträger und politökonomische Einflußvariablen**

Die politökonomische Sichtweise geht von der Überlegung aus, daß sich die politischen Entscheidungsträger konsequent am ökonomischen Verhaltensmodell orientieren. Generell muß man sich daher mit den Zielen und den Präferenzen der Individuen, die im politischen Bereich agieren, näher auseinandersetzen. Zunächst impliziert die Verwendung des grundlegenden ökonomischen Ansatzes die Maximierung des eigenen Nutzens des jeweiligen Individuums. Aus dieser Sicht heraus dient dann das Instrument der Budgetdefizite lediglich der Erreichung der individuellen Ziele.

Für eine empirische Überprüfung ist insbesondere die spezielle institutionelle (politische) Ausgestaltung der Bundesrepublik Deutschland zu berücksichtigen, die erheblichen Einfluß auf die Erzeugung der konkreten politökonomischen Einflußvariablen ausübt. Vor allem die Frage der Zuständigkeit für die Haushaltsentscheidungen im Sinne der politischen Verantwortung impliziert eine entsprechende Spezifikation von Variablen. Im Mittelpunkt dieses Abschnittes steht die Auswahl der politökonomischen Variablen und die Bildung von Hypothesen bezüglich deren Wirkungsrichtung auf die Haushaltsdefizite in der Interpretation von Huang und Lin (1993). Bei der entsprechenden Formulierung der politökonomischen Variablen liegen die theoretischen Ergebnisse des Kapitels D zugrunde, die nochmals knapp nachfolgend behandelt werden. Im Rahmen der ökonometrischen Untersuchung des politökonomischen Ansatzes der öffentlichen Verschuldung werden die folgenden Variablen berücksichtigt (siehe hierzu auch die Tabelle E.30):

1. Ideologievariable bezüglich der politischen Ausrichtung der Bundesregierung (»IdeoBund«). Die Überlegungen der »Partisan-Theory« (Theorie der Parteigängerschaft) legen die Hypothese nahe, wonach eine konservative im Vergleich zu einer linken (sozialdemokratischen) Regierung eher geringere Budgetdefizite einsetzt.<sup>36</sup> In der Terminologie des ökonomischen Verhaltensmodelles ist durch den Ansatz der Parteigängerschaft direkt die Nutzenfunktion der politischen Unternehmer

---

<sup>36</sup> Siehe Hibbs (1977) sowie Alesina und Rosenthal (1995) zu dieser Theorie der Parteigängerschaft. Dieser Ansatz unterstellt Unterschiede in den Nutzenfunktionen der politischen Unternehmer und vernachlässigt dementsprechend die Wirkungen von Beschränkungen des menschlichen Verhaltens [siehe hierzu Neumann (1993, S. 86)].

angesprochen; diese weist bezüglich der Parteien und deren Repräsentanten systematische Unterschiede auf. Die Relevanz der ideologischen Ausrichtung der politischen Unternehmer ist nicht durch das fundamentale Medianwählermodell von Downs (1957) erklärbar, da hier beide Parteien sich am Medianwähler orientieren. Vielmehr ist sie durch die neueren politisch-ökonomischen Ansätze begründbar. [Siehe hierzu die Zusammenfassung bei Alesina und Rosenthal (1995, S. 16–42) sowie die Ausführungen im Abschnitt D.I.]

2. Ideologische Ausrichtung des Bundesrates (»IdeoRat«). Neuere polit-ökonomische Ansätze betonen die Auswirkungen der Machtverteilung auf die Verwendung von Budgetdefiziten [siehe beispielsweise Roubini und Sachs (1989a) sowie Sargent (1986)]. Danach sind tendenziell mit einer Zunahme der an politischen Entscheidungen beteiligten Institutionen höhere Defizite verbunden. In der Bundesrepublik Deutschland regelt das Grundgesetz in den Artikeln 84 Abs. 1 und 5, 85 Abs. 1, 87 Abs. 3 und 106 Abs. 3 bis 6 die konkrete Zuordnung von Gesetzesvorlagen auf den Bundestag und den Bundesrat. An den Haushaltsentscheidungen sind zunächst primär die Abgeordneten des Deutschen Bundestages beteiligt; prinzipiell ist der Bundestag in Budgetfragen nicht durch das Votum des Bundesrates beschränkt [vgl. Blankart (1994a, S. 123)]. Allerdings bedürfen die sogenannten Zustimmungsgesetze einer Billigung durch den Bundesrat, während bei Einspruchsgesetzen der Bundesrat verzögernd wirken kann [siehe überblicksartig die Ausführungen von Maunz und Zippelius (1985, S. 363–374 und 386–389)]. Es ist daher zu erwarten, daß sich die Existenz einer zusätzlichen Institution, die an der Gesetzgebung beteiligt ist, in einem erhöhten Niveau der Budgetdefizite bemerkbar macht. Insbesondere dürften sich aber Unterschiede in der politischen Zusammensetzung des Bundesrates im Vergleich zum Bundestag positiv auf die Höhe der realisierten Haushaltsdefizite auswirken. Die parteipolitische Übereinstimmung der ideologischen Ausrichtung des Bundestages und des Bundesrates wird durch die Variable »Kongr« abgebildet.
3. Wahltermine zu den Bundestagswahlen (»WahlBund«) und zu den Landtagswahlen (»WahlLand«). Die Wahltermine markieren für die amtierende Regierung das potentielle Ende ihres temporären Monopols in bezug auf die Nutzung des wirtschaftspolitischen Instrumentariums. Das Innehaben des Regierungsamtes ist Voraussetzung zur Durchführung der von der jeweiligen Partei präferierten Maßnahmen und damit zur Optimierung der entsprechenden Zielfunktion. Bezogen auf den Untersuchungsgegenstand sind insbesondere die Termine zu den Bundestagswahlen relevant, die über die Zusammensetzung des Bundestages

und somit über die parteipolitische Ausrichtung der Bundesregierung entscheiden. Die Bedeutung der Termine zu den Landtagswahlen ist durch die »Gewaltenteilung« bedingt, die mit der Existenz des Bundesrates verbunden ist. Regelmäßig kann durch eine Landtagswahl eine parteipolitische Veränderung in einem Land eintreten, die sich unmittelbar auf die Zusammensetzung des Bundesrates auswirkt.

4. Veränderung der Popularität der Regierung(sparteien) im Bundestag (»GovPop«) sowie Einfluß des Popularitätsüberschusses (»PopDiff«). Generell dürfte eine Abnahme der Popularität der Regierung eine Zunahme der Budgetdefizite bedingen. Jedoch ist die allgemeine Aussage konkreter zu spezifizieren. Auf der theoretischen Ebene spielen zwei Argumentationsketten mit unterschiedlichen Zielrichtungen des Einsatzes von Defiziten eine Rolle; in beiden Betrachtungen kommt den Wahlterminen eine nicht unerhebliche Bedeutung zu.
  - (a) Im Extremfall eines absehbaren Verlustes des Regierungsamtes kurz vor den Wahlen werden Budgetdefizite realisiert, um so die nachfolgende Regierung in ihrem Handeln zu beschränken. Die ideologische Ausrichtung der Regierung hat aus der Sicht von Persson und Svensson (1989) hierbei einen erheblichen Einfluß. Bei einem absehbaren Verlust des Regierungsamtes erhöht eine konservative Regierung die Haushaltsdefizite, während eine sozialdemokratische Partei die Defizite verringert. Dahingegen vertreten Alesina und Tabellini (1990) die Ansicht, daß in dieser Situation kein Unterschied zwischen den Parteien vorhanden ist. Ideologische Überlegungen spielen somit keine Rolle. Insgesamt dienen Budgetdefizite in der Argumentation von Alesina und Tabellini (1990) als beschränkendes Instrument für die nachfolgende Regierung, sofern tiefgreifende ideologischen Gegensätze zwischen den aufeinanderfolgenden Regierungen bestehen sollten. Mit Hilfe der Budgetdefizite soll die nachfolgende Regierung in ihrem ökonomischen Handeln eingeschränkt werden.
  - (b) Die Überlegungen der Ansätze des politischen Konjunkturzyklus implizieren ebenfalls eine Abhängigkeit der Budgetdefizite vom Wahltermin [vgl. beispielsweise Nordhaus (1974)]. Zusätzlich zum Termin der Wahl ist allerdings noch die Popularität der Regierung zu berücksichtigen [siehe Schneider (1978)]. Bei niedrigen Popularitätswerten lange vor der nächsten Wahl sind stimulierende wirtschaftspolitische Maßnahmen nicht notwendig, da sie zum Wahltermin nicht mehr wirksam sind. Haushaltsdefizite sind auch nicht sinnvoll bei anstehenden Wahlen, wenn die Popularität der Regierung hinreichend hoch ist. Wahltermininduzierte Budgetde-

fizite hängen sowohl an einer geringen Popularität der Regierung als auch an der Unterstellung, daß mit Hilfe der Defizite stimulierende Effekte auf relevante makroökonomische Variablen möglich sind, die wiederum das Wahlverhalten der Individuen beeinflussen. Insgesamt strebt die Regierung bei dieser Sicht kurz vor den Wahlen eine Mindestpopularität an. Das wirtschaftspolitische Instrumentarium ermöglicht es der Regierung, die Wahlentscheidung der Individuen zu beeinflussen und so die angestrebte Mindestpopularität zu erhalten (siehe die Ausführungen im Abschnitt D.I). Im Rahmen dieser Argumentationskette dienen daher die Budgetdefizite lediglich der Machterhaltung. Allerdings muß unterstellt werden, daß die individuelle Wahlentscheidung von ökonomischen Variablen abhängt *und* die Regierung in der Lage ist, diese nachhaltig – zumindest für den Zeitraum knapp vor dem Wahltermin – zu beeinflussen. Bei Vorliegen von rationalen Erwartungen ist lediglich eine kurzfristige Beeinflussung der Stimmbürger möglich, die durch die Existenz von asymmetrischen Informationen begründet ist [vgl. Rogoff (1990) sowie Rogoff und Sibert (1988)].

Beide Argumentationsketten zielen auf die Relevanz von Haushaltsdefiziten im Zusammenhang mit niedrigen Popularitätswerten und einer gewissen Nähe zum Wahltermin ab. Aus diesem Grunde sind die berücksichtigten Vorwahlmonate ebenfalls als Einflußvariable anzusehen. Im Rahmen der empirischen Untersuchung wurden hierbei unterschiedliche Zeitspannen einbezogen; die berücksichtigen Vorwahlmonate beliefen sich auf neun, sechs, fünf, vier, drei, zwei und einem Monat. Darüber hinaus erfolgte eine »Gewichtung« mit dem Popularitätsüberschuß oder in einer alternativen Modellierung mit der Popularität der Regierung(sparteien).

5. Bei der politökonomischen Betrachtung kommt den *institutionellen* Rahmenbedingungen besondere Bedeutung zu. Diese Regelungen beeinflussen die Entscheidungen der politischen Unternehmer unmittelbar. Sie stellen die rechtlichen Beschränkungen des Handlungsspielraumes dar. Insbesondere sollte sich bei einer Veränderung der Verfassungsregeln bezüglich der Möglichkeiten der öffentlichen Schuldenaufnahme eine Wirkung einstellen, die sich auch empirisch bemerkbar macht. Eine grundlegende Änderung der Verfassungsregel in bezug auf die öffentliche Kreditaufnahme ergab sich durch die Finanzreform vom 12. Mai 1969.<sup>37</sup> Laut dieser Reform ist die öffentliche Schuldenaufnah-

---

<sup>37</sup> Vor dieser Gesetzesänderung regelte das Grundgesetz in seiner ersten Fassung vom 23. Mai 1949 die Möglichkeiten der öffentlichen Kreditaufnahme äußerst restriktiv [vgl. Blankart (1994a, S. 162)]. So mußten drei Bedingungen erfüllt sein, damit dieses In-



me durch die Investitionsausgaben beschränkt; die Ausnahme von dieser Regelung (im Sinne einer höheren Neuverschuldung) folgt »zur Abwehr einer Störung des gesamtwirtschaftlichen Gleichgewichts«. Nach dem Urteil des Bundesverfassungsgerichtes vom 18. April 1989 muß die nach Artikel 115 Abs.1 Satz 2 Halbsatz 2 des Grundgesetzes (GG) erhöhte Kreditaufnahme »nach Umfang und Verwendung bestimmt und geeignet sein, die Störung des gesamtwirtschaftlichen Gleichgewichts abzuwehren« [vgl. Andel (1990, S. 366)]. Daneben wurde der Gesetzgeber durch das Bundesverfassungsgericht aufgefordert »den Begriff der Investitionen zu überprüfen und gegebenenfalls in einem Gesetz näher zu definieren« [Blankart (1994a, S. 163, Fußnote 26)].<sup>38</sup> Mit Blankart (1994a, S. 163) kann generell die neue – seit 1969 gültige – Regelung

---

strument der Einnahmenerzielung seine Anwendung finden konnte: außerordentlicher Bedarf, werbende Zwecke und die Existenz eines Bundesgesetzes. Als Konsequenz dieser eng gewählten Kreditaufnahmemöglichkeit folgte eine relativ bescheidene öffentliche Verschuldung.

<sup>38</sup> Die Regelung der öffentlichen Schuldenaufnahme ist vor allem aufgrund der nicht näher bestimmten Begriffe der Investitionen und des gesamtwirtschaftlichen Gleichgewichts großzügig angelegt. Der Begriff der Investitionen wurde erst durch das Ausführungsgesetz vom 18. Juli 1990 konkretisiert, obgleich laut Artikel 115 Abs. 1 GG eine bundesgesetzliche Regelung existieren sollte [vgl. v. Weizsäcker (1992, S. 61, Fußnote 24)]. Auch darf nicht unberücksichtigt bleiben, daß – neben der ungenauen Definition der Investitionen – der entsprechende Artikel des Grundgesetzes nur eine Begrenzung der öffentlichen Verschuldung durch die Investitionen für den Fall vorsieht, daß keine Störung des »gesamtwirtschaftlichen Gleichgewichts« vorliegt. Der Begriff des gesamtwirtschaftlichen Gleichgewichts ist sowohl aus wirtschaftlicher Sicht äußerst dürftig als auch vom juristischen Standpunkt ein unbestimmter Rechtsbegriff, da die durch den § 1 des Stabilitäts- und Wachstumsgesetzes genannten Ziele (Preisniveaustabilität, hoher Beschäftigungsstand, aussenwirtschaftliches Gleichgewicht sowie angemessenes Wirtschaftswachstum), die aus der Sicht des Grundgesetzes das gesamtwirtschaftliche Gleichgewicht konstituieren, nicht näher quantifiziert worden sind. Auch das lange erwartete Urteil des Bundesverfassungsgerichtes vom 18. April 1989 erbrachte keine weitere Konkretisierung dieses Sachverhaltes. [Siehe die weitergehendere Problematisierung bei Ganderberger (1990).] Neben der konstitutionellen Regelung der öffentlichen Verschuldung (und damit verbunden der entsprechenden Einschränkung dieser Finanzierungsquelle) ist von praktischer Bedeutung auch notwendig, daß keine Umgehung der Verfassungsregel möglich ist. Als Beispiel für die Anpassungsreaktionen der politischen Unternehmer läßt sich die Ausgliederung von staatlichen Aufgaben aus dem offiziellen öffentlichen Haushalt anführen, indem staatliche Aufgaben durch Sonderfonds oder parafiskalische Gesellschaften wahrgenommen werden. Die diesen Institutionen aus der Wahrnehmung staatlicher Aufgaben erwachsenden Defizite finden sich dann *nicht* in der amtlichen Statistik des Bundes und unterliegen dementsprechend nicht der Verfassungsregel [siehe hierzu v. Weizsäcker (1992, S. 62) sowie die empirischen Befunde für die Vereinigten Staaten bei v. Hagen (1991)]. Allerdings sind für die Bundesrepublik Deutschland durch das Haushaltsgrundsätzegesetz sowie durch die Bundeshaushaltsordnung diese Möglichkeiten eingeschränkt. Die Ermittlung der finanziellen Situation und damit die Messung des Budgetdefizites kann sich durch »Off-Budget«-Aktivitäten schwierig gestalten. Prinzipiell sollte die aktuelle und die erwartete Entwicklung aller öffentlichen Haushalte – einschließlich von Neben- und Schattenhaushalten – sowie



auf der Grundlage der Investitionsausgaben als entschärfte Version der staatlichen Kreditaufnahme aufgefaßt werden, die einen großzügigeren Zugriff auf den Kapitalmarkt ermöglicht. Aus diesen Fakten heraus folgt die empirisch überprüfbare Hypothese, daß die Budgetdefizite auch von den Verfassungsregeln abhängen. Vor allem sollte nach 1969 eine deutlich höhere Kapitalaufnahme seitens der Bundesregierung zu erwarten sein. Eine Überprüfung der Relevanz von Verfassungsregeln hinsichtlich ihres Einflusses auf die Realisierung von Haushaltsdefiziten müßte eine größere »Varianz« von Regelungen berücksichtigen. Solch eine Analyse kann entweder im Rahmen eines einzelnen Landes ansetzen, sofern über einen längeren Untersuchungszeitraum eine Reihe von Regelungen in Kraft waren [vgl. v. Hagen (1991)], oder bei einer Mehrländeruntersuchung mit unterschiedlichen Verfassungsregeln in den einzelnen Ländern [siehe beispielsweise Roubini und Sachs (1989a) sowie v. Hagen (1992)]. Letztere Variante kommt in Rahmen der allein für die Bundesrepublik Deutschland vorzunehmenden ökonometrischen Analyse nicht in Frage. Und die erste Variante ist angesichts des zu geringen Spektrums an Verfassungsregeln in der Bundesrepublik Deutschland nicht durchführbar. Daher geht bei der weiteren empirischen Analyse die politökonomische Variable *Verfassungsregeln* nicht als eigenständige Einflußgröße ein; sie wird unter den »White-Noise«-Störterm fallen.

Auf der Grundlage der beschriebenen politökonomischen Variablen soll nun im nächsten Abschnitt eine ökonometrische Analyse durchgeführt werden. Hierbei steht die Überlegung im Mittelpunkt der Betrachtung, daß sich die Entwicklung der öffentlichen Schulden und damit die Realisierung von Budgetdefiziten neben wohlfahrtsökonomischen Größen vor allem auf die Zielfunktionen der Unternehmer stützt. Defizite sind demnach *ein* mögliches Instrument zur Erreichung der eigennützigen Ziele der politischen Unternehmer. Generell weisen die staatlichen Ausgaben – insbesondere Transferzahlungen – die entscheidenden Wirkungen auf [siehe Mueller (1989) sowie Schneider und Frey (1988)]. Da sich aber auch die Finanzierungsseite auf die individuellen Entscheidungen der Wähler auswirken kann, »sollte« aus der Sicht des politischen Unternehmer eine Finanzierungsquelle verwendet werden, die für die Wähler nur unmerklich spürbar ist. Die Realisierung von Defiziten bietet sich in dieser Situation an [siehe Blankart (1994a, S. 160)].

---

öffentlicher Unternehmen und Institutionen durch die Ermittlung der Nettovermögensposition erfaßt werden [siehe Issing (1993, S. 191/192)].

Tabelle E.30

**Definition der politökonomischen Variablen  
und deren Kodierung**

---



---

|          |   |
|----------|---|
| DtVer    | Dummyvariable für die Deutsche Vereinigung.<br>0: Alte Bundesländer.<br>1: Neue und alte Bundesländer.  |
| IdeoRat  | Politische (ideologische) Ausrichtung des Bundesrates.<br>0: Konservativ-liberale Mehrheit.<br>1: Sozialdemokratische Mehrheit.   |
| IdeoBund | Parteilpolitische Ausrichtung der Bundesregierung.<br>0: Konservativ-liberale Koalition.<br>1/2: Große Koalition.<br>1: Sozial-liberale Koalition.  |
| Kongr    | Politische Übereinstimmung der Mehrheiten im Bundestag<br>(Bundesregierung) und Bundesrat.<br>0: Keine Übereinstimmung.<br>1: Übereinstimmung.  |
| PopCDU   | Popularität der CDU/CSU (Bund).   |
| PopFDP   | Popularität der FDP (Bund).   |
| PopSPD   | Popularität der SPD (Bund).   |
| GovPop   | Gesamtpopulatiät der Parteien, welche die Regierung stellen.<br>Christlich-liberale Koalition: 65:01 bis 66:09.<br>Christliche Regierung: 66:10 bis 66:11.<br>Große Koalition: 66:12 bis 69:08.<br>Sozialliberale Koalition: 69:09 bis 82:09.<br>Christlich-liberale Koalition: ab 82:10. |
| PopDiff  | Popularitätsüberschuß der Regierung.<br>$\text{PopDiff} := \text{GovPop} - 52,5\%$ .  |
| WahlBund | Termin einer Bundestagswahl.<br>0: Kein Wahltermin.<br>1: Termin einer Wahl.  |
| WahlLand | Termin einer Landtagswahl.<br>0: Kein Wahltermin.<br>1: Termin mindestens einer Landtagswahl.   |

---



---

Hinweis: Die Quellen der politökonomischen Zeitreihen werden im Anhang »Definition der Variablen und Quellen« dargelegt.

*Tabelle E.31*

**Statistische Kenngrößen der  
politökonomischen Variablen**

|          | E[·]   | StdAbw | Summe     | N   |
|----------|--------|--------|-----------|-----|
| DtVer    | 0,116  | 0,320  | 39,000    | 336 |
| IdeoRat  | 0,342  | 0,475  | 115,000   | 336 |
| IdeoBund | 0,510  | 0,487  | 171,500   | 336 |
| Kongr    | 0,419  | 0,494  | 141,000   | 336 |
| PopCDU   | 43,814 | 5,167  | 14721,780 | 336 |
| PopFDP   | 8,416  | 2,109  | 2827,791  | 336 |
| PopSPD   | 39,973 | 4,235  | 13431,010 | 336 |
| GovPop   | 52,680 | 11,556 | 17700,740 | 336 |
| PopDiff  | 0,180  | 11,556 | 60,740    | 336 |
| WahlBund | 0,020  | 0,143  | 7,000     | 336 |
| WahlLand | 0,184  | 0,388  | 62,000    | 336 |

Hinweis: E[·] ist der Erwartungswert, StdAbw die Standardabweichung, Summe entspricht der Summe aller Werte und N repräsentiert die Anzahl der Beobachtungen. Die Definition der aufgeführten politökonomischen Variablen findet sich in der Tabelle E.30.

**2. Statistische Charakteristika der  
politökonomischen Zeitreihen**

Tabelle E.30 enthält die verwendeten politökonomischen Variablen sowie deren Definition. Darüber hinaus verdeutlicht diese Tabelle die konkrete Kodierung der politökonomischen Variablen. Die Tabelle E.31 faßt die statistischen Kenngrößen der politökonomischen Variablen zusammen. Insgesamt fanden innerhalb des Untersuchungszeitraumes sieben Bundestagswahlen und in 62 Monaten des 336 Monate umfassenden Zeitraumes fanden Landtagswahlen statt. Die ideologische Ausrichtung des Bundesrates tendiert im Durchschnitt eher in die konservativ-liberale Richtung, während die ideologische Ausrichtung der Bundesregierung leicht in Richtung sozial-liberal tendiert. Im Durchschnitt besteht zwischen der ideologischen Ausrichtung des Bundesrates und der Bundesregierung eine geringfügige Tendenz hin zur Nichtübereinstimmung. In Hinblick auf die Popularität der Parteien kann festgehalten werden, daß im Durchschnitt die CDU/CSU populärer als die SPD ist. Die durchschnittliche Regierungspo-

pularität liegt deutlich über 50%, aber nur geringfügig über dem kritischen Wert von 52,5%. Der Popularitätsüberschuß der Regierungs(parteien) liegt im Durchschnitt gerade bei 0,180. Damit besteht im Durchschnitt des gesamten Untersuchungszeitraumes keine Gefahr in bezug auf die Wiederwahl der Regierungs(parteien).

### 3. Ökonometrische Analyse auf der Basis des politökonomischen Ansatzes

Im Mittelpunkt dieses Abschnittes steht die ökonometrische Analyse der Haushaltsdefizite allein unter Berücksichtigung von politökonomischen Variablen. Im Rahmen der reinen politisch-ökonomischen Bestimmung der realisierten Defizite wird die Hypothese unterstellt, daß für die Haushaltsdefizite lediglich die persönlichen Ziele und Motive der politischen Unternehmer verantwortlich sind und damit wohlfahrtsökonomische Sachverhalte (beispielsweise im Sinne der wohlfahrtsökonomisch orientierten »Tax-Smoothing«-Hypothese) keine Rolle spielen. Diese Sichtweise ist ähnlich einseitig wie die reine wohlfahrtsökonomische Betrachtungsweise des vorangegangenen Abschnittes E.II.

Abschnitt a) behandelt zunächst den grundlegenden Modellrahmen für die politökonomische Modellierung sowie deren ökonometrische Implementierung. Der sich anschließende Abschnitt b) beruht auf einer bivariaten Umsetzung, bei der jeweils die Zeitreihe der Budgetdefizite »deficit« mit einer politökonomischen Variablen kombiniert wird. Abschnitt c) untersucht sodann multivariate Modelle des politökonomischen Ansatzes. Abschnitt d) faßt die Ergebnisse dieses einfachen Ansatzes zusammen.

#### *a) Politökonomische Modellierung und Verfahren der Zeitreihenanalyse*

Grundlage dieser empirischen Analyse der Haushaltsdefizite ist die ausschließliche Verwendung von politökonomischen Variablen als erklärende Einflußgröße der realisierten historischen Budgetdefizite neben vergangenen Realisierungen der Defizite selbst. Demnach ist zunächst eine ARIMA-Modellierung der Budgetdefizite Ansatzpunkt der politökonomischen Untersuchung; hierzu kann auf die Modellierung der Budgetdefizite des Abschnittes E.II.2.a.dd zurückgegriffen werden. Die Defizite in der Abgrenzung der Defizite von Huang und Lin (1993) seien durch  $s_t$  (= »deficit«) gegeben. [Zur Vereinfachung beziehen sich die nachfolgenden Angaben in bezug auf die ökonometrische Modellierung jeweils auf die Budgetdefizite

in der Abgrenzung von Huang und Lin (1993).] Die Defizite  $s_t$  können unter Verwendung des ARIMA-Ansatzes wie folgt modelltheoretisch dargestellt werden (siehe die Ausführungen im Abschnitt E.II.2):

$$\begin{aligned}
 \text{(E.123)} \quad \phi_p(B) \nabla^d s_t &= \theta_q(B) \epsilon_t \text{ mit } \nabla^d = (1 - B)^d, \\
 \phi_p(B) &= 1 - \phi_1 B^1 - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p \text{ und} \\
 \theta_q(B) &= 1 - \theta_1 B^1 - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q.
 \end{aligned}$$

Die Einbeziehung saisonaler Komponenten in das Modell der Gleichung (E.123) mündet in dem folgendem Modell [siehe Pankratz (1983, S. 265–293)]:

$$\begin{aligned}
 \Theta_Q(B^s) \theta_q(B) \epsilon_t &= \phi_p(B) \Phi_P(B^s) \nabla_s^D \nabla^d s_t \text{ mit} \\
 \text{(E.124)} \quad \nabla_s^D &= (1 - B^s)^D, \\
 \Phi_P(B^s) &= 1 - \Phi_s B^s - \Phi_{2s} B^{2s} - \dots - \Phi_{Ps} B^{Ps} \text{ und} \\
 \Theta_Q(B^s) &= 1 - \Theta_s B^s - \Theta_{2s} B^{2s} - \dots - \Theta_{Qs} B^{Qs}.
 \end{aligned}$$

Im Abschnitt E.III.1 sind die relevanten politökonomischen Variablen bereits beschrieben worden. Eine Konkretisierung der Variablen für die politökonomische Analyse findet sich in der Tabelle E.30. Eine Vielzahl der berücksichtigten politökonomischen Variablen sind als (deterministische) Dummyvariablen (d. h. in der Regel mit den Werten eins oder null) kodiert; hierbei handelt es sich um die folgenden Variablen: »WahlBund«, »WahlLand«, »IdeoRat«, »IdeoBund«, »Kongr« sowie »DtVer«. Aus diesem Grunde bietet sich für eine empirische Überprüfung, der mit ihnen verbundenen politökonomischen Hypothesen, die Verwendung der Methode der Interventionsanalyse an [siehe hierzu die Ausführungen von Mills (1990, S. 235–241) sowie die grundlegenden Überlegungen von Box und Tiao (1975)].

Modelltheoretisch werden die politökonomischen Variablen als Interventionsvariable  $I_t$  angesehen, die entweder mit null oder eins kodiert sind, wobei der Wert eins auf ein Ereignis, eine Intervention, hinweist. Es existieren auf der theoretischen Ebene bezüglich der Ausgestaltung der Interventionen drei verschiedene Formen [vgl. Mills (1990, S. 236/237)]; eine einmalige Intervention zu einem bestimmten Zeitpunkt  $T$  (»Pulse«-Variable); eine »Step«-Modellierung, bei der beginnend mit dem Zeitpunkt  $T$  bis zum Ende des Analysezeitraumes eine Intervention erfolgt sowie die »Extended-Pulse«-Modellierung, bei der für einen längeren Zeitraum ein Ereignis vorliegt.

Das Interventionsmodell für die Budgetdefizite setzt sich aus zwei Komponenten zusammen: (1) der Berücksichtigung der politökonomischen Variablen als Interventionsvariablen  $I_t$  und (2) dem »Noise«-Modell  $N_t$ . Modelltheoretisch folgt somit:

$$\begin{aligned}
 \text{(E.125)} \quad s_t &= \nu(B)I_t + N_t \text{ mit } \nu(b) = \left( \frac{\omega(B)}{\delta(B)} \right) B^b, \\
 \omega(B) &= \omega_0 - \omega_1 B^1 - \dots - \omega_m B^m, \\
 \delta(B) &= 1 - \delta_1 B^1 - \dots - \delta_r B^r \text{ sowie} \\
 N_t &= \left( \frac{\Theta_Q(B^s)\theta_q(B)}{\phi_p(B)\Phi_P(B^s)\nabla^d\nabla_s^D} \right) \epsilon_t.
 \end{aligned}$$

Damit ist das gesamte Interventionsmodell durch den folgenden funktionalen Zusammenhang beschrieben, wobei  $J$  Interventionsvariablen berücksichtigt sind:

$$\text{(E.126)} \quad \nabla^d\nabla_s^D s_t = \sum_{j=1}^J \frac{\omega_j(B)}{\delta_j(B)} B^{b_j} \nabla^d\nabla_s^D I_{jt} + \frac{\theta(B)\Theta(B^s)}{\phi(B)\Phi(B^s)} \epsilon_t.$$

Eine Erweiterung des ökonometrischen Modellrahmens – ansetzend bei der Interventionsanalyse – ist durch den »Transfer-Function-Noise«-Modellrahmen möglich [siehe Mills (1990, S. 248-257 und 260/261), Granger und Newbold (1986, S. 235-244) sowie Box und Jenkins (1970, S. 13-15 und 337-420)]. Hierbei wird eine stochastische Variable  $Y$  zusätzlich durch eine ebenfalls stochastische Variable  $X$  erklärt. Im Rahmen der politökonomischen Modellierung bezieht sich dieses Modell auf diejenigen politökonomischen Variablen, die mit der Popularität verbunden sind. Dem »Transfer-Function-Noise«-Modellrahmen liegt die Vorstellung zugrunde, daß alle Zeitreihen (nach geeigneter Transformation) stationär sind sowie zwischen der Output-Variablen  $Y$  und der Input-Variablen  $X$  kein Feedback existiert und damit die letztere Variable exogen ist [vgl. Davidson und MacKinnon (1993, S. 624-631) sowie Engle, Hendry und Richard (1983) zum Konzept der Exogenität]. Auf dieser Grundlage folgt als Modell [vgl. die Ausführungen von Mills (1990, S. 248)]:

$$\begin{aligned}
 \text{(E.127)} \quad Y_t &= \nu(B)X_t + N_t \text{ mit} \\
 \nu(B) &= \nu_0 + \nu_1 B^1 + \nu_2 B^2 + \dots = \sum_{j=0}^{\infty} \nu_j B^j.
 \end{aligned}$$

Die Beziehung zwischen  $Y$  und  $X$  ist also nicht deterministisch; »it will be contaminated by noise, this being captured by the stochastic process  $N_t$ ,

which will generally be serially correlated. The crucial assumption... is that  $X_t$  and  $N_t$  are independent, so that past  $X$ 's influence future  $Y$ 's, but not vice-versa« [Mills (1990, S. 249)]. Das unendliche Polynom der »Transfer-Function«  $\nu(B)$  läßt sich durch das Verhältnis zweier endlicher Polynome ausdrücken:

$$\begin{aligned} \text{(E.128)} \quad \nu(B) &= \frac{\omega(B)B^b}{\delta(B)} \text{ mit} \\ \omega(B) &= \omega_0 - \omega_1 B^1 - \dots - \omega_l B^l \text{ und} \\ \delta(B) &= 1 - \delta_1 B^1 - \dots - \delta_r B^r \end{aligned}$$

Die Identifikation des Modelles setzt bei der »Cross-Correlation«-Funktion (CCF) zwischen den Variablen  $Y$  und  $X$  an. Die »Cross-Covariance«-Koeffizienten zum Lag  $k$  sind durch

$$\text{(E.129)} \quad \gamma_{XY}(k) = E[(X_t - \mu_X)(Y_{t+k} - \mu_Y)] \text{ für } k = 0, 1, \dots$$

und damit die »Cross-Correlations« durch

$$\text{(E.130)} \quad \rho_{XY}(k) = \frac{\gamma_{XY}(k)}{\sigma_X \sigma_Y}$$

gegeben. Allerdings ist die Verwendung der »Cross-Correlations«-Funktion mit der Anforderung der gemeinsamen Stationarität des bivariaten stochastischen Prozesses  $(X_t, Y_t)$  verbunden. Box und Jenkins (1970) differenzieren hierzu die stochastischen Prozesse  $X$  und  $Y$  und verwenden als Modell

$$\begin{aligned} \text{(E.131)} \quad y_t &= \nu(B)x_t + n_t \text{ mit} \\ x_t &= \nabla^d X_t, y_t = \nabla^d Y_t \text{ und } n_t = \nabla^d N_t. \end{aligned}$$

Zusätzlich wird unterstellt, daß  $n_t$  einem ARMA( $p, q$ )-Prozeß folgt. Damit gilt:

$$\text{(E.132)} \quad n_t = \frac{\theta(B)}{\phi(B)} \epsilon_t.$$

Zur Identifikation wird nunmehr die »Cross-Correlation« zwischen  $x$  und  $y$  verwendet:

$$\text{(E.133)} \quad \rho_{xy} = \frac{\gamma_{xy}(k)}{\sigma_x \sigma_y} \text{ für } k = 0, 1, \dots$$

Mills (1990, S. 252) weist auf den Umstand hin, daß selbst, wenn die stochastischen Prozesse  $x_t$  und  $y_t$  nicht miteinander korreliert sein sollten, die geschätzte »Cross-Correlation«-Funktion  $r_{xy}(k)$  »can be expected to vary



about zero with standard deviation  $(n - k)^{-\frac{1}{2}}$  in a systematic pattern typical of the behaviour of the ACF of  $y_t$ .« Mills (1990, S. 253) führt weiter aus: »[T]he sampling properties of the SCCF from autocorrelated series can be difficult to assess and the computation of the  $\nu_k$  weights from  $r_{xy}(k)$  is not always easy. Fortunately, if the input series is white noise, simplifications are possible. This leads to the technique of *prewhitening*. . . «

Die ökonometrische Modellierung des »Transfer-Function-Noise«-Ansatzes ist durch einen mehrstufigen Verfahrensablauf gekennzeichnet [siehe Box und Jenkins (1970, S. 377–380)]. Zunächst wird beim  $x_t$ -Prozeß ange-  
setzt und die Input-Zeitreihe durch ein ARMA-Modell

$$(E.134) \quad \phi_x(B)x_t = \theta_x(B)a_t$$

angepaßt. Durch Umformung folgt unmittelbar die »White-Noise«-Zeitreihe  $a_t$ , deren Varianz  $\sigma_a^2$  beträgt:

$$(E.135) \quad a_t = \theta_x^{-1}(B)\phi_x(B)x_t.$$

Die Output-Zeitreihe  $y_t$  wird mit dem gleichen Filter transformiert:

$$(E.136) \quad b_t = \theta_x^{-1}(B)\phi_x(B)y_t.$$

Zur Identifikation der »Transfer-Function« werden die Korrelationen zwischen  $a_t$  und  $b_t$  ermittelt [vgl. auch Box und Jenkins (1970, S. 371–380)]. Hieraus lassen sich dann die Werte

$$(E.137) \quad \nu_k = \frac{\sigma_b}{\sigma_a} \rho_{ab}(k)$$

ableiten. Die Dimensionen  $r, l$  und  $b$  in der Gleichung (E.128) können aus dem Muster der geschätzten Korrelationen bestimmt werden. Nach deren Festlegung ist eine vorläufige Bestimmung der Parameterwerte von  $\hat{\omega}_i$  sowie  $\hat{\delta}_i$  durch Schätzung von

$$(E.138) \quad y_t = \frac{\omega(B)B^b}{\delta(B)}x_t + n_t$$

vorzunehmen. Als letztes müssen noch die Parameter  $p$  und  $q$  der  $\theta(B)$ - und  $\phi(B)$ -Polynome des »Noise«-Modelles bestimmt werden. Hierzu wird im ersten Schritt die »Noise«-Zeitreihe

$$(E.139) \quad \hat{n}_t = y_t - \hat{\nu}(B)x_t$$

ermittelt. Für diese Zeitreihe wird sodann auf der Grundlage der geschätzten ACF und PACF ein angemessenes ARMA-Modell

$$(E.140) \quad \phi(B)\hat{n}_t = \theta(B)\epsilon_t$$

angepaßt. Eine Kombination des »Transfer-Function«- und des »Noise«-Modelles resultiert dann im »Transfer-Function-Noise«-Ansatz. Die Berücksichtigung einer Vielzahl von exogenen Einflußvariablen mündet im multivariaten »Transfer-Function-Noise«-Ansatz:

$$(E.141) \quad y_t = \sum_{j=0}^m \nu_j(B)x_{jt} + n_t \text{ mit}$$

$$\nu_j = \frac{\omega_j(B)}{\delta_j(B)} B^{b_j} = \frac{\omega_{j0} - \omega_{j1}B^1 - \dots - \omega_{jl_j}B^{l_j}}{1 - \delta_{j1} - \dots - \delta_{jr_j}} B^{b_j}.$$

Generell ist das geschätzte »Transfer-Function-Noise«-Modell unter Verwendung der Residuen in Hinblick auf seine Korrektheit zu überprüfen [siehe Box und Jenkins (1970, S. 392–395)]. Im Mittelpunkt des »Diagnostic-Checkings« steht die Überprüfung der »White-Noise«-Eigenschaft der Residuen; daneben ist auch zu testen, inwieweit die Residuen mit der transformierten Input-Zeitreihe korreliert sind. Bei einem korrekten »Transfer-Function«-Modell und einem falschen »Noise«-Modell sind prinzipiell die Residuen autokorreliert und damit liegt die »White-Noise«-Eigenschaft nicht vor. Ist dagegen bereits das »Transfer-Function«-Modell nicht korrekt, treten sowohl autokorrelierte Residuen als auch Korrelationen zwischen den Residuen und der Input-Zeitreihe auf [siehe Box und Jenkins (1970, S. 392/393) sowie Mills (1990, S. 256)]. In den nachfolgenden Schätzungen sind sowohl die Residuen in bezug auf Autokorrelation als auch die Korrelation zwischen den Residuen und der transformierten Input-Zeitreihe analysiert worden.

### *b) Bivariate Erklärung der dynamischen Entwicklung der Budgetdefizite*

Der bivariaten Modellierung liegt die Vorstellung zugrunde, daß auf der Basis theoretischer Überlegungen politökonomische Variablen über einen Erklärungsbeitrag zur Entwicklung der Budgetdefizite im Sinne von Huang und Lin (1993) verfügen. Abschnitt aa) analysiert auf der Basis des Ansatzes der Interventionsanalyse die Beziehung zwischen politökonomischen Variablen und den Budgetdefiziten. Im Rahmen von Abschnitt bb) steht

sodann die »Transfer-Function-Noise«-Modellierung im Mittelpunkt, während Abschnitt cc) die Ergebnisse der bivariaten Analyse zusammenfaßt.

aa) Bivariate Erklärung unter Verwendung  
des Ansatzes der Interventionsanalyse

Im Rahmen der politökonomischen Determination der Budgetdefizite in der Abgrenzung von Huang und Lin (1993) werden eine Reihe von politökonomischen Variablen als Interventionsvariablen angesehen und deren Erklärungsbeitrag zur dynamischen Entwicklung der Budgetdefizite einer ökonometrischen Analyse unterzogen. Grundlage dieser politökonomischen Modellierung ist weiterhin das im Abschnitt E.II.2.a.dd abgeleitete univariate ARIMA-Modell für die Budgetdefizite im Sinne von Huang und Lin (1993) (siehe die Tabelle E.15). Die Interventionsvariablen werden dementsprechend als zusätzliche erklärende Einflußvariablen angesehen und ergänzen die bisherige univariate ARIMA-Modellierung der Budgetdefizite. Nachfolgend werden die bivariaten Schätzungen kurz kommentiert.

Die Tabelle E.32 enthält die Schätzergebnisse für die ideologische Ausrichtung der Bundesregierung. Lediglich für die saisonal differenzierten Budgetdefizite hat die ideologische Ausrichtung der Bundesregierung einen statistisch signifikanten Einfluß. Allerdings wirkt sich dieser erst nach einer zeitlichen Verzögerung von 18 Monaten aus. Der positive Parameterwert in Höhe von 0,060 muß dahingehend interpretiert werden, daß durch die sozial-liberale Koalition, die mit dem Wert eins versehen ist, die Jahresrate der Budgetdefizite reduziert wird.

Tabelle E.33 enthält die bivariate Analyse der Budgetdefizite unter Berücksichtigung des Einflusses der ideologischen Ausrichtung des Bundesrates. Wiederum wird aus dieser Tabelle ersichtlich, daß nur für die saisonal differenzierten Budgetdefizite diese Variable über einen statistisch signifikanten Einfluß verfügt. Dieser wirkt allerdings mit einer zeitlichen Verzögerung von vier Monaten. Der positive Parameterwert in Höhe von 0,107 verweist auf den bereits bei der ideologischen Ausrichtung der Bundesregierung angeführten Umstand hin, daß durch eine sozialdemokratische Mehrheit die jährliche Wachstumsrate der Budgetdefizite in der Interpretation von Huang und Lin (1993) reduziert wird. Im Vergleich zur Einbeziehung der politischen Ausrichtung der Bundesregierung verringert sich der Standardfehler RMSE. Der verringerte AIC-Wert weist ebenfalls auf eine Verbesserung des Modelles hin.

Tabelle E.34 stellt die Auswirkungen der Einbeziehung der politökonomischen Variablen »Kongr« vor. Diese Variable ist mit dem Wert eins verse-

Tabelle E.32

Bivariate Analyse unter Verwendung der  
politökonomischen Variablen »IdeoBund«

| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable                | Shift |
|------------------|---------------|--------|-------|-------------------------|-------|
| MA1,1            | 0,544         | 10,81  | 12    | $\nabla_{12}^1$ deficit | 0     |
| AR1,1            | 0,118         | 2,15   | 1     | $\nabla_{12}^1$ deficit | 0     |
| AR1,2            | 0,214         | 3,84   | 2     | $\nabla_{12}^1$ deficit | 0     |
| AR1,3            | 0,251         | 4,43   | 3     | $\nabla_{12}^1$ deficit | 0     |
| AR1,4            | 0,115         | 2,03   | 5     | $\nabla_{12}^1$ deficit | 0     |
| NUM1             | 0,060         | 1,97   | 0     | IdeoBund                | 18    |
| RMSE             | 0,0926        |        |       |                         |       |
| AIC              | -577,090      |        |       |                         |       |
| White-Noise-Test | $\chi^2$ (12) | 8,24   | Prob: | 0,312                   |       |
|                  | $\chi^2$ (18) | 19,36  | Prob: | 0,112                   |       |

Hinweise: Die Tabelle beinhaltet eine Schätzung für ein ARIMA-Modell unter Berücksichtigung einer politökonomischen Interventionsvariablen, wobei durch Variable die Art des Modelles spezifiziert ist. Shift gibt die zeitliche Verzögerung für die Interventionsvariable in Monaten an. RMSE repräsentiert den »Root-Mean-Square-Error« und AIC das Modellselektionskriterium von Akaike (1974). Der White-Noise-Test beinhaltet den Test von Ljung und Box (1978).

hen, sofern sowohl die Bundesregierung als auch die Mehrheit im Bundesrat über die gleiche politische Ausrichtung verfügen. Bei einer parteipolitischen Übereinstimmung der beiden politischen Institutionen nehmen die Budgetdefizite sowie die Jahresrate – aufgrund des negativen Vorzeichens dieser politökonomischen Variablen – zu. Für diese Variable konnten sowohl für die ARMA-Modellierung der Originalzeitreihe als auch für diejenige der ersten saisonalen Differenzen entsprechend statistisch signifikante Parameter angepaßt werden. Allerdings liegt auch wieder eine zeitliche Verzögerung von acht beziehungsweise sechs Monaten vor.

Die Tabelle E.35 enthält zwei Schätzungen im Zusammenhang mit der institutionellen Veränderung, die durch die Deutsche Vereinigung entstanden ist. Die Variable »DtVer« konnte wiederum nur für die saisonal differenzierten Budgetdefizite mit einem statistisch signifikanten positiven Parameterwert angepaßt werden. Die Tabelle beinhaltet zwei Interventionsansätze, die sich durch die zeitliche Verzögerung der politökonomischen Va-

Tabelle E.33

**Bivariate Analyse unter Verwendung der  
politökonomischen Variablen »IdeoRat«**

| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable                | Shift |
|------------------|---------------|--------|-------|-------------------------|-------|
| MA1,1            | 0,577         | 12,07  | 12    | $\nabla_{12}^1$ deficit | 0     |
| AR1,1            | 0,231         | 4,38   | 2     | $\nabla_{12}^1$ deficit | 0     |
| AR1,2            | 0,229         | 4,31   | 3     | $\nabla_{12}^1$ deficit | 0     |
| NUM1             | 0,107         | 5,55   | 0     | IdeoRat                 | 4     |
| RMSE             | 0,0900        |        |       |                         |       |
| AIC              | -623,545      |        |       |                         |       |
| White-Noise-Test | $\chi^2$ (12) | 10,46  | Prob: | 0,314                   |       |
|                  | $\chi^2$ (18) | 21,45  | Prob: | 0,123                   |       |

Hinweise: Die Tabelle beinhaltet eine Schätzung für ein ARIMA-Modell unter Berücksichtigung einer politökonomischen Interventionsvariablen, wobei durch Variable die Art des Modelles spezifiziert ist. Shift gibt die zeitliche Verzögerung für die Interventionsvariable in Monaten an. RMSE repräsentiert den »Root-Mean-Square-Error« und AIC das Modellselektionskriterium von Akaike (1974). Der White-Noise-Test beinhaltet den Test von Ljung und Box (1978).

riablen voneinander unterscheiden. Die positiven Werte lassen den Schluß zu, daß durch die Deutsche Vereinigung die Wachstumsrate der Budgetdefizite reduziert wurde. Allerdings liegen für den Untersuchungszeitraum entsprechend Tabelle E.31 lediglich 39 Monate vor, die mit dem Wert eins kodiert sind, von denen dann noch aufgrund der zeitlichen Verzögerung sieben oder zwölf Monate abgezogen werden müssen. Damit ist die Basis recht gering, um auf dieser Basis – allein mit dieser Variablen – valide Prognosen vornehmen zu können.

Die jeweils bivariate Analyse der dynamischen Entwicklung der Budgetdefizite unter Verwendung des Ansatzes der Interventionsanalyse läßt sich wie folgt zusammenfassen: Insgesamt konnten die aufgeführten politökonomischen Variablen überwiegend nur für die saisonal differenzierten Budgetdefizite, d. h. für die Wachstumsrate, mit einem statistisch signifikanten Vorzeichen angepaßt werden. Einzig die parteipolitische Übereinstimmung zwischen der Bundesregierung und dem Bundesrat (»Kongr«) konnte für beide relevanten ARIMA-Modellierungen der Budgetdefizite einen Erklär-

Tabelle E.34

**Bivariate Analyse unter Verwendung der  
politökonomischen Variablen »Kongr«**

| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable | Shift |
|------------------|---------------|--------|-------|----------|-------|
| MA1,1            | -0,174        | -3,09  | 5     | deficit  | 0     |
| MA2,1            | 0,529         | 9,40   | 12    | deficit  | 0     |
| AR1,1            | 0,218         | 4,26   | 2     | deficit  | 0     |
| AR1,2            | 0,314         | 6,14   | 3     | deficit  | 0     |
| AR2,1            | 0,966         | 63,91  | 12    | deficit  | 0     |
| NUM1             | -0,078        | -3,74  | 0     | Kongr    | 8     |
| RMSE             | 0,0908        |        |       |          |       |
| AIC              | -616,795      |        |       |          |       |
| White-Noise-Test | $\chi^2$ (12) | 9,36   | Prob: | 0,228    |       |
|                  | $\chi^2$ (18) | 21,05  | Prob: | 0,072    |       |

| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable                | Shift |
|------------------|---------------|--------|-------|-------------------------|-------|
| MA1,1            | 0,569         | 11,69  | 12    | $\nabla_{12}^1$ deficit | 0     |
| AR1,1            | 0,104         | 1,93   | 1     | $\nabla_{12}^1$ deficit | 0     |
| AR1,2            | 0,217         | 3,97   | 2     | $\nabla_{12}^1$ deficit | 0     |
| AR1,3            | 0,227         | 4,09   | 3     | $\nabla_{12}^1$ deficit | 0     |
| AR1,4            | 0,119         | 2,13   | 5     | $\nabla_{12}^1$ deficit | 0     |
| NUM1             | -0,055        | -2,29  | 0     | Kongr                   | 6     |
| RMSE             | 0,0917        |        |       |                         |       |
| AIC              | -606,027      |        |       |                         |       |
| White-Noise-Test | $\chi^2$ (12) | 6,18   | Prob: | 0,519                   |       |
|                  | $\chi^2$ (18) | 16,96  | Prob: | 0,201                   |       |

Hinweise: Die Tabelle beinhaltet zwei Schätzungen für ein ARIMA-Modell unter Berücksichtigung einer politökonomischen Interventionsvariablen, wobei durch Variable die Art des Modelles spezifiziert ist. Shift gibt die zeitliche Verzögerung für die Interventionsvariable in Monaten an. RMSE repräsentiert den »Root-Mean-Square-Error« und AIC das Modellselektionskriterium von Akaike (1974). Der White-Noise-Test beinhaltet den Test von Ljung und Box (1978).

Tabelle E.35

**Bivariate Analyse unter Verwendung der  
politökonomischen Variablen »DtVer«**

| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable                | Shift |
|------------------|---------------|--------|-------|-------------------------|-------|
| MA1,1            | 0,568         | 11,66  | 12    | $\nabla_{12}^1$ deficit | 0     |
| AR1,1            | 0,298         | 5,74   | 2     | $\nabla_{12}^1$ deficit | 0     |
| AR1,2            | 0,318         | 6,14   | 3     | $\nabla_{12}^1$ deficit | 0     |
| NUM1             | 0,144         | 3,06   | 0     | DtVer                   | 7     |
| RMSE             | 0,0922        |        |       |                         |       |
| AIC              | -602,287      |        |       |                         |       |
| White-Noise-Test | $\chi^2$ (12) | 14,32  | Prob: | 0,111                   |       |
|                  | $\chi^2$ (18) | 26,31  | Prob: | 0,035                   |       |

---

| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable                | Shift |
|------------------|---------------|--------|-------|-------------------------|-------|
| MA1,1            | 0,542         | 10,76  | 12    | $\nabla_{12}^1$ deficit | 0     |
| AR1,1            | 0,107         | 1,97   | 1     | $\nabla_{12}^1$ deficit | 0     |
| AR1,2            | 0,235         | 4,28   | 2     | $\nabla_{12}^1$ deficit | 0     |
| AR1,3            | 0,255         | 4,55   | 3     | $\nabla_{12}^1$ deficit | 0     |
| AR1,4            | 0,117         | 2,07   | 5     | $\nabla_{12}^1$ deficit | 0     |
| NUM1             | 0,149         | 2,96   | 0     | DtVer                   | 12    |
| RMSE             | 0,0915        |        |       |                         |       |
| AIC              | -595,968      |        |       |                         |       |
| White-Noise-Test | $\chi^2$ (12) | 5,86   | Prob: | 0,557                   |       |
|                  | $\chi^2$ (18) | 15,89  | Prob: | 0,255                   |       |

Hinweise: Die Tabelle beinhaltet zwei Schätzungen für ein ARIMA-Modell unter Berücksichtigung einer politökonomischen Interventionsvariablen, wobei durch Variable die Art des Modelles spezifiziert ist. Shift gibt die zeitliche Verzögerung für die Interventionsvariable in Monaten an. RMSE repräsentiert den »Root-Mean-Square-Error« und AIC das Modellselektionskriterium von Akaike (1974). Der White-Noise-Test beinhaltet den Test von Ljung und Box (1978).



rungsbeitrag leisten. Die ideologische Ausrichtung der Bundesregierung, die sich in der Interventionsvariablen »IdeoBund« artikuliert, verfügt über einen statistisch signifikanten Einfluß ebenso wie die ideologische Ausrichtung des Bundesrates (»IdeoRat«). Während für die beiden ersten Variablen eine sozialdemokratische Ausrichtung die Jahresrate der Budgetdefizite reduziert, erhöht die parteipolitische Übereinstimmung zwischen der Mehrheit des Bundesrates und der ideologischen Ausrichtung der Bundesregierung (»Kongr«) die Wachstumsrate der Budgetdefizite. Die Deutsche Vereinigung (»DtVer«) hat sich innerhalb der recht kurzen Zeitspanne reduzierend auf die Wachstumsrate der Budgetdefizite ausgewirkt.

bb) Bivariate Erklärung unter Verwendung  
des »Transfer-Function-Noise«-Ansatzes

Die bisherige politökonomische Analyse basierte auf der Berücksichtigung von deterministischen politökonomischen Variablen. In diesem Abschnitt soll der Einfluß von politökonomischen Variablen untersucht werden, die selbst durch einen stochastischen Prozeß gekennzeichnet sind. Hierbei handelt es sich um die Regierungspopularität (»GovPop«), den Popularitätsüberschuß der Regierung (»PopDiff«) sowie um die Popularität unter Berücksichtigung der Wahltermine sowohl zum Bundestag als auch zum Landtag.

In Hinblick auf die Regierungspopularität sowie den Popularitätsüberschuß lag der gesamte Untersuchungszeitraum der Modellierung der stochastischen Prozesse zugrunde. Daneben wurde auch die Popularitätszeitreihen unter Berücksichtigung der Wahltermine verwendet; in diesem Zusammenhang wurden entsprechend den Überlegungen des Ansatzes rationaler Erwartungen lediglich ein kurzer Vorwahlzeitraum einbezogen, der zwischen einem und neun Monaten beträgt. Allein die Popularitätswerte für diesen zeitlich beschränkten Zeitraum sollten aus theoretischer Sicht einen Beitrag zur Erklärung der Budgetdefizite aufweisen. Die Popularitätswerte der anderen Monaten wurden dagegen auf null festgesetzt.

Entsprechend der im vorangegangenen Abschnitt E.III.3.a dargestellten Vorgehensweise beim »Transfer-Function-Noise«-Ansatz ist zunächst der stochastische Prozeß der genannten politökonomischen Variablen Gegenstand der Betrachtung. Die nachfolgenden Tabellen E.36 und E.37 enthalten die Angaben zur Modellierung des jeweiligen stochastischen Prozesses – d. h. »GovPop« wie »PopDiff« – durch den ARIMA-Ansatz von Box und Jenkins (1970). Zwischen den beiden Prozessen existiert eine enge Beziehung, die sich naturgemäß auf die Parameterschätzung auswirkt.

Tabelle E.36

**Univariate Modellierung der  
Regierungspopularität »GovPop«**

| Integration  | E[.]   | StdAbw | N   |  |
|--------------|--------|--------|-----|--|
|              | 52,680 | 11,539 | 336 |  |
| $(1-B^1)$    | -0,023 | 3,619  | 335 |  |
| $(1-B^{12})$ | -0,298 | 10,817 | 324 |  |

| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable |
|------------------|---------------|--------|-------|----------|
| MA1,1            | 0,505         | 9,42   | 33    | GovPop   |
| AR1,1            | 0,967         | 67,56  | 1     | GovPop   |
| RMSE             | 3,1850        |        |       |          |
| AIC              | 1746,134      |        |       |          |
| White-Noise-Test | $\chi^2$ (12) | 9,10   | Prob: | 0,522    |
|                  | $\chi^2$ (18) | 10,61  | Prob: | 0,833    |

| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable          |
|------------------|---------------|--------|-------|-------------------|
| AR1,1            | -0,529        | -11,79 | 33    | $\nabla^1$ GovPop |
| RMSE             | 3,2312        |        |       |                   |
| AIC              | 1748,347      |        |       |                   |
| White-Noise-Test | $\chi^2$ (12) | 12,95  | Prob: | 0,297             |
|                  | $\chi^2$ (18) | 14,19  | Prob: | 0,653             |

Hinweis: Der obere Teil der Tabelle enthält beschreibende Statistiken für verschiedene Arten der Differenzierung der Originalzeitreihe. Der untere Teil beinhaltet Schätzungen für ARIMA-Modelle, wobei durch Variable die Art des Modelles spezifiziert ist. RMSE repräsentiert den »Root-Mean-Square-Error« sowie AIC das Modellselektionskriterium von Akaike (1974). Der White-Noise-Test beinhaltet den Test von Ljung und Box (1978).

Tabelle E.37

Univariate Modellierung des  
Popularitätsüberschusses »PopDiff«

|                      |        |        |     |  |
|----------------------|--------|--------|-----|--|
| Integration          | E[.]   | StdAbw | N   |  |
|                      | 0,180  | 11,539 | 336 |  |
| (1-B <sup>1</sup> )  | -0,023 | 3,619  | 335 |  |
| (1-B <sup>12</sup> ) | -0,298 | 10,817 | 324 |  |

|                  |               |        |       |          |
|------------------|---------------|--------|-------|----------|
| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable |
| AR1,1            | 0,947         | 56,13  | 1     | PopDiff  |
| AR1,2            | 0,017         | 1,04   | 34    | PopDiff  |
| RMSE             | 3,5791        |        |       |          |
| AIC              | 1814,909      |        |       |          |
| White-Noise-Test | $\chi^2$ (12) | 8,58   | Prob: | 0,572    |
|                  | $\chi^2$ (18) | 11,17  | Prob: | 0,799    |

|                  |               |        |       |                    |
|------------------|---------------|--------|-------|--------------------|
| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable           |
| AR1,1            | -0,529        | -11,79 | 33    | $\nabla^1$ PopDiff |
| RMSE             | 3,231         |        |       |                    |
| AIC              | 1748,347      |        |       |                    |
| White-Noise-Test | $\chi^2$ (12) | 12,95  | Prob: | 0,297              |
|                  | $\chi^2$ (18) | 14,19  | Prob: | 0,653              |

Hinweis: Der obere Teil der Tabelle enthält beschreibende Statistiken für verschiedene Arten der Differenzierung der Originalzeitreihe. Der untere Teil beinhaltet Schätzungen für ARIMA-Modelle, wobei durch Variable die Art des Modelles spezifiziert ist. RMSE repräsentiert den »Root-Mean-Square-Error« sowie AIC das Modellselektionskriterium von Akaike (1974). Der White-Noise-Test beinhaltet den Test von Ljung und Box (1978).

Generell sind die beiden genannten Zeitreihen in ihrer Autokorrelationsfunktion durch hoch signifikante Peaks gekennzeichnet, die auf eine Nicht-Stationarität der jeweiligen Zeitreihe hinweist. Bei beiden Prozessen verringert sich bei Bildung erster Differenzen die Standardabweichung, während bei ersten saisonalen Differenzen wieder eine Zunahme zu verzeichnen ist. Die Modellanpassung erfolgte jeweils für die ersten Differenzen der Originalzeitreihe; es handelt sich dementsprechend bei den verwendeten Popularitätszeitreihen, um die Veränderung der Popularität oder die Veränderung des Popularitätsüberschusses. In Hinblick auf die beiden verwendeten Zeitreihen sind folglich auch die Erwartungswerte der ersten Differenzen der jeweiligen Zeitreihen von Interesse. Die Tabellen E.36 und E.37 enthalten diesbezügliche Angaben. Die durchschnittliche Regierungspopularität liegt entsprechend den Angaben der Tabelle E.36 bei 52,68%, während die durchschnittliche Veränderung einen negativen Wert in Höhe von -0,023 aufweist; damit nimmt im Durchschnitt des gesamten Untersuchungszeitraumes die Popularität der Regierung ab. Tabelle E.37 bestätigt diese Einschätzung dahingehend, daß die Regierung(sparteien) im Durchschnitt des gesamten betrachteten Zeitraumes über einen leichten Popularitätsüberschuß in Höhe von 0,180 verfügt; der Überschuß nimmt allerdings im Durchschnitt ab.

Aus modelltheoretischer Sicht sollte die Veränderung der Popularität der Regierung einen Effekt auf die Budgetdefizite ausüben. Allgemein ist zu erwarten, daß eine Zunahme der Popularität mit einer Verringerung der Budgetdefizite einhergeht. Da allgemein die ersten Differenzen der Popularitätszeitreihen als Einflußvariablen verwendet werden, ist zu erwarten, daß eine Erhöhung der Veränderung der Popularität mit einer Verringerung der Budgetdefizite einhergeht. Eine Abschätzung des Einflusses der Veränderung der Popularität auf die Budgetdefizite steht in den nachfolgenden Tabellen im Mittelpunkt. Tabelle E.38 berücksichtigt direkt die Veränderung der Regierungspopularität »GovPop«. In Analogie zu der ökonometrischen Modellierung des Abschnittes E.III.3.b.aa wurde als Modellgrundlage – entsprechend der Tabelle E.15 – eine ARIMA-Modellierung der Budgetdefizite und die Popularitätsveränderung  $\nabla^1$  »GovPop« als zusätzliche Variable verwendet. Die Tabellen E.38 und E.39 fassen die empirischen Erkenntnisse in bezug auf die Veränderung der Regierungspopularität zusammen. Die Variable » $\nabla^1$  GovPop« verfügt über einen statistisch signifikanten Koeffizienten. Die erste Modellschätzung in Tabelle E.38 besitzt ein positives Vorzeichen und dementsprechend nehmen die Budgetdefizite bei höheren Zunahmen der Regierungspopularität ab. Im Rahmen der dieser Analyse zugrundeliegenden »Transfer-Function-Noise«-Modellierung kommt den »Cross-Correlations« eine zentrale Rolle bei der Identifikation der Beziehung zwischen den beiden stochastischen Prozes-

Tabelle E.38

**Bivariate Analyse unter Verwendung der  
politökonomischen Variablen »GovPop« (1)**

| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable          | Shift |
|------------------|---------------|--------|-------|-------------------|-------|
| MA1,1            | -0,165        | -2,92  | 5     | deficit           | 0     |
| MA2,1            | 0,534         | 9,79   | 12    | deficit           | 0     |
| AR1,1            | 0,266         | 5,32   | 2     | deficit           | 0     |
| AR1,2            | 0,317         | 6,38   | 3     | deficit           | 0     |
| AR2,1            | 0,969         | 72,58  | 12    | deficit           | 0     |
| NUM1             | 0,002         | 2,03   | 0     | $\nabla^1$ GovPop | 0     |
| RMSE             | 0,0917        |        |       |                   |       |
| AIC              | -622,624      |        |       |                   |       |
| White-Noise-Test | $\chi^2$ (12) | 9,37   | Prob: | 0,227             |       |
|                  | $\chi^2$ (18) | 22,25  | Prob: | 0,052             |       |

| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable          | Shift |
|------------------|---------------|--------|-------|-------------------|-------|
| MA1,1            | -0,169        | -2,99  | 5     | deficit           | 0     |
| MA2,1            | 0,529         | 9,66   | 12    | deficit           | 0     |
| AR1,1            | 0,264         | 5,23   | 2     | deficit           | 0     |
| AR1,2            | 0,323         | 6,44   | 3     | deficit           | 0     |
| AR2,1            | 0,970         | 72,34  | 12    | deficit           | 0     |
| NUM1             | -0,004        | -4,46  | 0     | $\nabla^1$ GovPop | 2     |
| RMSE             | 0,0897        |        |       |                   |       |
| AIC              | -632,997      |        |       |                   |       |
| White-Noise-Test | $\chi^2$ (12) | 10,67  | Prob: | 0,154             |       |
|                  | $\chi^2$ (18) | 25,18  | Prob: | 0,022             |       |

Hinweise: Die Tabelle beinhaltet zwei Schätzungen für den Transfer-Function-Noise-Ansatz, wobei durch Variable die Art des Modelles spezifiziert ist. Shift gibt die zeitliche Verzögerung in Monaten an. RMSE repräsentiert den »Root-Mean-Square-Error« sowie AIC das Modellselektionskriterium von Akaike (1974). Der White-Noise-Test beinhaltet den Test von Ljung und Box (1978).

Tabelle E.39

**Bivariate Analyse unter Verwendung der  
politökonomischen Variablen »GovPop« (2)**

| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable                | Shift |
|------------------|---------------|--------|-------|-------------------------|-------|
| MA1,1            | 0,564         | 11,68  | 12    | $\nabla_{12}^1$ deficit | 0     |
| AR1,1            | 0,101         | 1,89   | 1     | $\nabla_{12}^1$ deficit | 0     |
| AR1,2            | 0,238         | 4,40   | 2     | $\nabla_{12}^1$ deficit | 0     |
| AR1,3            | 0,250         | 4,50   | 3     | $\nabla_{12}^1$ deficit | 0     |
| AR1,4            | 0,111         | 2,00   | 5     | $\nabla_{12}^1$ deficit | 0     |
| NUM1             | -0,004        | -4,15  | 0     | $\nabla^1$ GovPop       | 2     |
| RMSE             | 0,0900        |        |       |                         |       |
| AIC              | -623,511      |        |       |                         |       |
| White-Noise-Test | $\chi^2$ (12) | 10,00  | Prob: | 0,189                   |       |
|                  | $\chi^2$ (18) | 22,06  | Prob: | 0,054                   |       |

Hinweise: Die Tabelle beinhaltet eine Schätzung für den Transfer-Function-Noise-Ansatz, wobei durch Variable die Art des Modelles spezifiziert ist. Shift gibt die zeitliche Verzögerung in Monaten an. RMSE repräsentiert den »Root-Mean-Square-Error« sowie AIC das Modellselektionskriterium von Akaike (1974). Der White-Noise-Test beinhaltet den Test von Ljung und Box (1978).

sen zu; die Kreuzkorrelationen weisen insbesondere zum Lag zwei einen statistisch hoch signifikanten Peak auf. Hieraus läßt sich der Schluß ziehen, wonach vor allem die um zwei Monate verzögerte Veränderung der Regierungspopularität einen Einfluß auf die Budgetdefizite besitzt. Daher berücksichtigt die zweite Modellschätzung in der Tabelle E.38 die um zwei Monate verzögerte Veränderung der Regierungspopularität. Diese weist wiederum einen statistisch hoch signifikanten Koeffizienten auf, der allerdings im Gegensatz zur vorangegangenen Schätzung nunmehr ein negatives Vorzeichen aufweist. (Ein analoges Ergebnis stellt sich entsprechend Tabelle E.39 auch für die Wachstumsrate der Defizite ein.)

Eine politökonomische Erklärung dieses Sachverhaltes läuft darauf hinaus, daß die politischen Unternehmer die Verwendung von Budgetdefiziten abhängig machen von der vor zwei Monaten eingetretenen Veränderung ihrer Popularität; eine positive Veränderung ist allerdings mit einer Zunahme der Budgetdefizite verbunden. Als mögliche Erklärung dieser

zur Eingangshypothese doch gegenläufigen Parameterschätzung kann die Überlegung angeführt werden, daß die Bevölkerung in der Bundesrepublik Deutschland in bezug auf die Verwendung von Budgetdefiziten durch die Regierung tendenziell negativ eingestellt ist. Dementsprechend reduzieren die politischen Unternehmer bei einer Abnahme der Regierungspopularität die Budgetdefizite; den potentiellen Wählern wird eine kompetente Regierung suggeriert. Die empirischen Ergebnisse für den Popularitätsüberschuß »PopDiff« entsprechen denjenigen der Regierungspopularität, da beide Variablen lediglich durch eine simple arithmetische Subtraktion voneinander differieren. (Siehe die entsprechenden Schätzungen in den Tabellen E.40 und E.41.)

Die ökonomische Theorie der Politik betont regelmäßig die Relevanz von Beschränkungen als zentrale Variable zur Erklärung des Verhaltens von politischen Unternehmern. Die ausführlich im Kapitel D sowie überblicksartig im Abschnitt E.III.1 dargestellten Überlegungen lassen den Schluß zu, daß aus ökonomischer Sicht insbesondere den Wahlterminen Relevanz bei der Erklärung des Verhaltens der politischen Unternehmer zukommt. Allerdings betonen in diesem Zusammenhang die politökonomischen Ansätze auch die Bedeutung der Popularität. Prinzipiell dürfte der politische Unternehmer nur dann zum wirtschaftspolitischen Instrumentarium greifen, wenn die Popularität einen zu geringen Wert aufweist. Somit kann als eine plausible Modellierungsstrategie eine Kombination aus Wahlterminen und Popularität verwendet werden. (Darüber hinaus weisen durchgeführte Schätzungen, welche alleine die Wahltermine berücksichtigen, keine statistisch signifikanten Parameterwerte auf.) Die Anwendung der Überlegungen des Ansatzes rationaler Erwartungen läßt in diesem Zusammenhang die Vermutung zu, daß lediglich eine kurze Zeitspanne vor dem eigentlichen Wahltermin hierbei von Relevanz ist. Anders ausgedrückt: Die politischen Unternehmer berücksichtigen beim wahltaktischen Einsatz von Budgetdefiziten nur ihre wenige Monate vor dem Wahltermin ermittelte Popularität.

Im Rahmen der auf dieser Basis angestellten Überlegungen wurden bei der ökonometrischen Implementierung Zeitspannen zwischen einem und neun Monaten berücksichtigt und modelltheoretisch angepaßt. Hierzu wurde eine zusätzliche Interventionsvariable (»FrwBTn«) konstruiert, die jeweils für die genannte Anzahl von  $n$  Monaten vor dem eigentlichen Wahltermin mit dem Wert eins und andernfalls mit dem Wert null kodiert sind; der Wahlmonat ist ebenfalls mit dem Wert eins versehen. Anschließend ist unter Verwendung der Popularität oder des Popularitätsüberschusses eine politökonomische Variable konstruiert worden, welche den Popularitätsüberschuß für die kurze Zeitspanne vor dem Wahltermin beinhaltet. Zur Einschätzung der Relevanz der jeweiligen politökonomi-



Tabelle E.40

**Bivariate Analyse unter Verwendung der  
politökonomischen Variablen »PopDiff« (1)**

| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable           | Shift |
|------------------|---------------|--------|-------|--------------------|-------|
| MA1,1            | -0,165        | -2,92  | 5     | deficit            | 0     |
| MA2,1            | 0,534         | 9,79   | 12    | deficit            | 0     |
| AR1,1            | 0,266         | 5,32   | 2     | deficit            | 0     |
| AR1,2            | 0,317         | 6,38   | 3     | deficit            | 0     |
| AR2,1            | 0,969         | 72,58  | 12    | deficit            | 0     |
| NUM1             | 0,002         | 2,03   | 0     | $\nabla^1$ PopDiff | 0     |
| RMSE             | 0,0917        |        |       |                    |       |
| AIC              | -622,624      |        |       |                    |       |
| White-Noise-Test | $\chi^2$ (12) | 9,37   | Prob: | 0,227              |       |
|                  | $\chi^2$ (18) | 22,25  | Prob: | 0,052              |       |

| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable           | Shift |
|------------------|---------------|--------|-------|--------------------|-------|
| MA1,1            | -0,169        | -2,99  | 5     | deficit            | 0     |
| MA2,1            | 0,529         | 9,66   | 12    | deficit            | 0     |
| AR1,1            | 0,264         | 5,23   | 2     | deficit            | 0     |
| AR1,2            | 0,323         | 6,44   | 3     | deficit            | 0     |
| AR2,1            | 0,970         | 72,34  | 12    | deficit            | 0     |
| NUM1             | -0,004        | -4,46  | 0     | $\nabla^1$ PopDiff | 2     |
| RMSE             | 0,0897        |        |       |                    |       |
| AIC              | -632,997      |        |       |                    |       |
| White-Noise-Test | $\chi^2$ (12) | 10,67  | Prob: | 0,154              |       |
|                  | $\chi^2$ (18) | 25,18  | Prob: | 0,022              |       |

Hinweise: Die Tabelle beinhaltet zwei Schätzungen für den Transfer-Function-Noise-Ansatz, wobei durch Variable die Art des Modelles spezifiziert ist. Shift gibt die zeitliche Verzögerung für die politökonomische Einflußvariable in Monaten an. RMSE repräsentiert den »Root-Mean-Square-Error« sowie AIC das Modellselektionskriterium von Akaike (1974). Der White-Noise-Test beinhaltet den Test von Ljung und Box (1978).

Tabelle E.41

Bivariate Analyse unter Verwendung der  
politökonomischen Variablen »PopDiff« (2)

| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable                | Shift |
|------------------|---------------|--------|-------|-------------------------|-------|
| MA1,1            | 0,564         | 11,68  | 12    | $\nabla^1_{12}$ deficit | 0     |
| AR1,1            | 0,101         | 1,89   | 1     | $\nabla^1_{12}$ deficit | 0     |
| AR1,2            | 0,238         | 4,40   | 2     | $\nabla^1_{12}$ deficit | 0     |
| AR1,3            | 0,250         | 4,50   | 3     | $\nabla^1_{12}$ deficit | 0     |
| AR1,4            | 0,111         | 2,00   | 5     | $\nabla^1_{12}$ deficit | 0     |
| NUM1             | -0,004        | -4,15  | 0     | $\nabla^1$ PopDiff      | 2     |
| RMSE             | 0,0900        |        |       |                         |       |
| AIC              | -623,511      |        |       |                         |       |
| White-Noise-Test | $\chi^2$ (12) | 10,00  | Prob: | 0,189                   |       |
|                  | $\chi^2$ (18) | 22,06  | Prob: | 0,054                   |       |

Hinweise: Die Tabelle beinhaltet eine Schätzung für den Transfer-Function-Noise-Ansatz, wobei durch Variable die Art des Modelles spezifiziert ist. Shift gibt die zeitliche Verzögerung für die politökonomische Einflußvariable in Monaten an. RMSE repräsentiert den »Root-Mean-Square-Error« sowie AIC das Modellselektionskriterium von Akaike (1974). Der White-Noise-Test beinhaltet den Test von Ljung und Box (1978).

schen Variablen diene der »Transfer-Function-Noise«-Ansatz und damit die geschätzte »Cross-Correlation«-Funktion (vgl. die Ausführungen im Abschnitt E.III.3.a). Die geschätzte »Cross-Correlation«-Funktion verdeutlicht die Beziehung zwischen den beiden Zeitreihen. Insbesondere stellte sich heraus, daß die statistisch relevanten politökonomischen Zeitreihen mit einem geringfügigen Vorlauf von ein oder zwei Monaten auf die Budgetdefizite wirken. Da der Wahltermin den politischen Unternehmern bekannt ist und die Kenntnis der Popularität direkt im Wahlmonat keinen wahltaktischen Einsatz der Budgetdefizite und anderer makroökonomischer Variablen zuläßt, sind die beiden Monate oder der eine Monat vor dem eigentlichen Wahltermin nicht für die Entscheidungen der politischen Unternehmer von Relevanz. Somit muß auf Grundlage der geschätzten »Cross-Correlation«-Funktion nur die Interventionsvariable »FrwBTn« – aber nicht die Zeitreihe der Popularitätswerte – um eine entsprechende Anzahl von Monaten verschoben werden. (In den nachfolgenden Tabellen findet sich unter »Shift« ein diesbezüglicher Hinweis.)

Im Zusammenhang mit der ökonometrischen Umsetzung stellte sich heraus, daß in Hinblick auf die Wahltermine zum Deutschen Bundestag allein die Zeitspanne von vier sowie fünf Monaten vor dem Wahltermin (mit einem Vorlauf von zwei Monaten) statistisch signifikant ist; durch den Vorlauf von zwei Monaten geht somit der Popularitätsüberschuß des Wahlmonats sowie derjenige des Monats davor nicht in die entsprechende politökonomische Variable ein. Die Tabellen E.42 wie E.43 enthalten die Angaben für politökonomische Modelle, welche den wahltermin-relevanten Popularitätsüberschuß für eine Zeitspanne von vier (»PDF04BT2«) beziehungsweise fünf (»PDF05BT2«) Monaten berücksichtigen. Tabelle E.42 basiert wiederum auf der Modellierung des »Noise«-Modelles in Niveaugrößen, während die Schätzungen der Tabelle E.43 bei dem saisonal differenzierten Modell ansetzen. Insgesamt ist die Einbeziehung des längeren Zeitraumes von fünf Monaten geringfügig besser im Vergleich zur Zeitspanne von vier Monaten. Unabhängig davon erweist sich die jeweilige politökonomische Variable als statistisch signifikant mit einem positiven Koeffizientenwert in Höhe von 0,002. Dieser ist dahingehend zu interpretieren, daß ein höherer Popularitätsüberschuß in einer Reduzierung des Budgetdefizites mündet und in Hinblick auf die saisonal differenzierten Budgetdefizite eine entsprechende Reduzierung der Wachstumsrate bewirkt.

Die Tabellen E.44 und E.45 berücksichtigen den Popularitätsüberschuß unter Beachtung der Wahltermine zu den Landtagen. Insgesamt ist ausschließlich eine Zeitspanne von neun Monaten vor den Landtagswahlterminen statistisch signifikant. Das Erfordernis eines Vorlaufes von einem Monat oder zwei Monaten besteht. Darüber hinaus müssen die konstruierten politökonomische Zeitreihen »PDF09LT2« wie »PDF09LT1« differenziert werden. Hieraus ist der Schluß zu ziehen, daß der insgesamt abgedeckte Zeitraum nicht unerheblich ist. Insgesamt stellen sich auf der Basis der beiden genannten politökonomischen Variablen statistisch signifikante positive Parameterwerte ein, deren Wert 0,002 beträgt. Damit nehmen also aufgrund einer Zunahme der politökonomischen Variablen die Budgetdefizite sowie deren Wachstumsrate ab.

#### cc) Zusammenfassung der empirischen Ergebnisse einer bivariaten Analyse der Budgetdefizite

Die beiden vorangegangenen Abschnitte setzten jeweils an bivariaten Überlegungen an und haben die Budgetdefizite in der Interpretation von Huang und Lin (1993) unter Berücksichtigung einer politökonomischen Variablen geschätzt. Hierbei wurde deutlich, daß einige politökonomische Variablen – insbesondere die Popularität der Regierung(-sparteien)

Tabelle E.42

Bivariate Analyse unter Verwendung des  
Popularitätsüberschusses »PopDiff« und der  
Wahltermine zum Bundestag (1)

| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable | Shift |
|------------------|---------------|--------|-------|----------|-------|
| MA1,1            | -0,165        | -2,94  | 5     | deficit  | 0     |
| MA2,1            | 0,529         | 9,66   | 12    | deficit  | 0     |
| AR1,1            | 0,245         | 4,90   | 2     | deficit  | 0     |
| AR1,2            | 0,322         | 6,49   | 3     | deficit  | 0     |
| AR2,1            | 0,968         | 70,27  | 12    | deficit  | 0     |
| NUM1             | 0,002         | 2,59   | 0     | PDf05BT2 | -2    |
| RMSE             | 0,0913        |        |       |          |       |
| AIC              | -628,059      |        |       |          |       |
| White-Noise-Test | $\chi^2$ (12) | 8,86   | Prob: | 0,263    |       |
|                  | $\chi^2$ (18) | 19,56  | Prob: | 0,107    |       |

| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable | Shift |
|------------------|---------------|--------|-------|----------|-------|
| MA1,1            | -0,172        | -3,07  | 5     | deficit  | 0     |
| MA2,1            | 0,529         | 9,63   | 12    | deficit  | 0     |
| AR1,1            | 0,242         | 4,82   | 2     | deficit  | 0     |
| AR1,2            | 0,325         | 6,56   | 3     | deficit  | 0     |
| AR2,1            | 0,968         | 69,93  | 12    | deficit  | 0     |
| NUM1             | 0,002         | 2,52   | 0     | PDf04BT2 | -2    |
| RMSE             | 0,0913        |        |       |          |       |
| AIC              | -627,689      |        |       |          |       |
| White-Noise-Test | $\chi^2$ (12) | 9,07   | Prob: | 0,247    |       |
|                  | $\chi^2$ (18) | 19,29  | Prob: | 0,114    |       |

Hinweise: Die Tabelle beinhaltet zwei Schätzungen für den Transfer-Function-Noise-Ansatz, wobei durch Variable die Art des Modelles spezifiziert ist. Shift gibt die zeitliche Verzögerung für die politökonomische Einflußvariable in Monaten an. RMSE repräsentiert den »Root-Mean-Square-Error« sowie AIC das Modellselektionskriterium von Akaike (1974). Der White-Noise-Test beinhaltet den Test von Ljung und Box (1978).

Tabelle E.43

**Bivariate Analyse unter Verwendung des  
Popularitätsüberschusses »PopDiff« und der  
Wahltermine zum Bundestag (2)**

| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable                | Shift |
|------------------|---------------|--------|-------|-------------------------|-------|
| MA1,1            | 0,563         | 11,69  | 12    | $\nabla_{12}^1$ deficit | 0     |
| AR1,1            | 0,101         | 1,91   | 1     | $\nabla_{12}^1$ deficit | 0     |
| AR1,2            | 0,224         | 4,16   | 2     | $\nabla_{12}^1$ deficit | 0     |
| AR1,3            | 0,242         | 4,39   | 3     | $\nabla_{12}^1$ deficit | 0     |
| AR1,4            | 0,119         | 2,14   | 5     | $\nabla_{12}^1$ deficit | 0     |
| NUM1             | 0,002         | 2,11   | 0     | PDF04BT2                | -2    |
| RMSE             | 0,0916        |        |       |                         |       |
| AIC              | -617,885      |        |       |                         |       |
| White-Noise-Test | $\chi^2$ (12) | 9,71   | Prob: | 0,206                   |       |
|                  | $\chi^2$ (18) | 19,27  | Prob: | 0,115                   |       |

| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable                | Shift |
|------------------|---------------|--------|-------|-------------------------|-------|
| MA1,1            | 0,562         | 11,65  | 12    | $\nabla_{12}^1$ deficit | 0     |
| AR1,1            | 0,104         | 1,96   | 1     | $\nabla_{12}^1$ deficit | 0     |
| AR1,2            | 0,227         | 4,20   | 2     | $\nabla_{12}^1$ deficit | 0     |
| AR1,3            | 0,238         | 4,32   | 3     | $\nabla_{12}^1$ deficit | 0     |
| AR1,4            | 0,116         | 2,10   | 5     | $\nabla_{12}^1$ deficit | 0     |
| NUM1             | 0,002         | 2,34   | 0     | PDF05BT2                | -2    |
| RMSE             | 0,0915        |        |       |                         |       |
| AIC              | -618,902      |        |       |                         |       |
| White-Noise-Test | $\chi^2$ (12) | 8,82   | Prob: | 0,266                   |       |
|                  | $\chi^2$ (18) | 19,01  | Prob: | 0,123                   |       |

Hinweise: Die Tabelle beinhaltet zwei Schätzungen für den Transfer-Function-Noise-Ansatz, wobei durch Variable die Art des Modelles spezifiziert ist. Shift gibt die zeitliche Verzögerung für die politökonomische Einflußvariable in Monaten an. RMSE repräsentiert den »Root-Mean-Square-Error« sowie AIC das Modellselektionskriterium von Akaike (1974). Der White-Noise-Test beinhaltet den Test von Ljung und Box (1978).

Tabelle E.44

**Bivariate Analyse unter Verwendung des  
Popularitätsüberschusses »PopDiff« und der  
Wahltermine zu den Landtagen (1)**

| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable                   | Shift |
|------------------|---------------|--------|-------|----------------------------|-------|
| MA1,1            | -0,156        | -2,77  | 5     | deficit                    | 0     |
| MA2,1            | 0,530         | 9,72   | 12    | deficit                    | 0     |
| AR1,1            | 0,263         | 5,26   | 2     | deficit                    | 0     |
| AR1,2            | 0,321         | 6,46   | 3     | deficit                    | 0     |
| AR2,1            | 0,969         | 71,96  | 12    | deficit                    | 0     |
| NUM1             | 0,002         | 2,54   | 0     | $\nabla^1 \text{PDf09LT2}$ | -2    |
| RMSE             | 0,0914        |        |       |                            |       |
| AIC              | -624,782      |        |       |                            |       |
| White-Noise-Test | $\chi^2$ (12) | 9,17   | Prob: | 0,241                      |       |
|                  | $\chi^2$ (18) | 22,22  | Prob: | 0,052                      |       |

Hinweise: Die Tabelle beinhaltet eine Schätzung für den Transfer-Funktion-Noise-Ansatz, wobei durch Variable die Art des Modelles spezifiziert ist. Shift gibt die zeitliche Verzögerung für die politökonomische Einflußvariable in Monaten an. RMSE repräsentiert den »Root-Mean-Square-Error« sowie AIC das Modellselektionskriterium von Akaike (1974). Der White-Noise-Test beinhaltet den Test von Ljung und Box (1978).

(»GovPop«) sowie der Popularitätsüberschuß (»PopDiff«) und die Popularität beziehungsweise der Popularitätsüberschuß der Regierung vor den Wahlterminen (»PDf05BT2«, »PDf04BT2« und »PDf09LT1«), aber auch die ideologische Ausrichtung des Bundesrates (»IdeoRat«) und der Bundesregierung (»IdeoBund«) sowie die parteipolitische Übereinstimmung zwischen dem Bundesrat und der Bundesregierung (»Kongr«) und die Deutsche Vereinigung (»DtVer«) – in der Regel, aber nicht für alle Modifikationen des »Noise«-Modelles – über einen statistisch signifikanten Parameterwert verfügen. Damit wird deutlich, daß einer Reihe von politökonomischen Variablen eine Relevanz bei der Determinierung der dynamischen Entwicklung der Defizite zukommt. Allerdings setzt die bisherige ökonometrische Untersuchung lediglich bei einer isolierten (bivariaten) Betrachtung an. Daher steht im Zentrum des anschließenden Abschnittes eine multivariate Analyse, die alle politökonomischen Variablen in die ökonometrische Untersuchung einbezieht.

Tabelle E.45

**Bivariate Analyse unter Verwendung des  
Popularitätsüberschusses »PopDiff« und der  
Wahltermine zu den Landtagen (2)**

| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable                   | Shift |
|------------------|---------------|--------|-------|----------------------------|-------|
| MA1,1            | -0,164        | -2,92  | 5     | deficit                    | 0     |
| MA2,1            | 0,532         | 9,75   | 12    | deficit                    | 0     |
| AR1,1            | 0,262         | 5,25   | 2     | deficit                    | 0     |
| AR1,2            | 0,324         | 6,55   | 3     | deficit                    | 0     |
| AR2,1            | 0,969         | 72,28  | 12    | deficit                    | 0     |
| NUM1             | 0,002         | 2,71   | 0     | $\nabla^1 \text{PDf09LT1}$ | -1    |
| RMSE             | 0,0913        |        |       |                            |       |
| AIC              | -625,645      |        |       |                            |       |
| White-Noise-Test | $\chi^2$ (12) | 7,77   | Prob: | 0,353                      |       |
|                  | $\chi^2$ (18) | 21,37  | Prob: | 0,066                      |       |

---

| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable                   | Shift |
|------------------|---------------|--------|-------|----------------------------|-------|
| MA1,1            | 0,564         | 11,70  | 12    | $\nabla_{12}^1$ deficit    | 0     |
| AR1,1            | 0,093         | 1,74   | 1     | $\nabla_{12}^1$ deficit    | 0     |
| AR1,2            | 0,248         | 4,61   | 2     | $\nabla_{12}^1$ deficit    | 0     |
| AR1,3            | 0,244         | 4,39   | 3     | $\nabla_{12}^1$ deficit    | 0     |
| AR1,4            | 0,110         | 1,98   | 5     | $\nabla_{12}^1$ deficit    | 0     |
| NUM1             | 0,002         | 2,28   | 0     | $\nabla^1 \text{PDf09LT1}$ | -1    |
| RMSE             | 0,0917        |        |       |                            |       |
| AIC              | -615,622      |        |       |                            |       |
| White-Noise-Test | $\chi^2$ (12) | 8,36   | Prob: | 0,302                      |       |
|                  | $\chi^2$ (18) | 20,14  | Prob: | 0,092                      |       |

Hinweise: Die Tabelle beinhaltet zwei Schätzungen für den Transfer-Funktion-Noise-Ansatz, wobei durch Variable die Art des Modelles spezifiziert ist. Shift gibt die zeitliche Verzögerung für die politökonomische Einflussvariable in Monaten an. RMSE repräsentiert den »Root-Mean-Square-Error« sowie AIC das Modellselektionskriterium von Akaike (1974). Der White-Noise-Test beinhaltet den Test von Ljung und Box (1978).



*c) Multivariate Erklärung der Budgetdefizite unter  
Berücksichtigung politökonomischer Variablen*

Die betrachteten politökonomischen Variablen der vorangegangenen bivariaten Erklärung sollen nunmehr in einem multivariaten Kontext einer empirischen Analyse unterzogen werden. Die vorangegangenen empirischen Untersuchungen der politökonomischen Erklärung der Realisierung von Budgetdefiziten haben unterschiedliche Erkenntnisse in Hinblick auf die Signifikanz der politökonomischen Variablen ergeben. Aus diesem Grunde enthalten die nachfolgenden Tabellen lediglich eine Auswahl an geschätzten Modellen.

Eine Einbeziehung aller politökonomischen Variablen, mit der im vorangegangenen Abschnitt gewählten Spezifikation, gelangt zu den folgenden empirischen Ergebnissen: In der Regel erweisen sich allein die Popularitätsvariablen »PopDiff« und »GovPop« sowie die parteipolitische Übereinstimmung zwischen der Bundesregierung und dem Bundesrat (»Kongr«) sowie die ideologische Ausrichtung des Bundesrates (»IdeoRat«) als statistisch signifikant; hingegen ist weder die Deutsche Vereinigung (»DtVer«) noch die ideologische Ausrichtung der Bundesregierung (»IdeoBund«) in einem politökometrischen Gesamtmodell statistisch signifikant; die nachfolgenden Tabellen beinhalten lediglich Modellschätzungen auf der Basis statistisch signifikanter politökonomischer Variablen. In den Tabellen E.46 und E.47 sind politökometrische Modelle enthalten, die einen Eindruck des Einflusses politökonomischer Variablen exemplarisch vermitteln. In Hinblick auf die Popularität sind diese beiden Tabellen durch die Einbeziehung der Regierungspopularität »GovPop« gekennzeichnet. Die statistisch signifikanten politökonomischen Variablen besitzen Koeffizientenwerte, deren Höhe und Vorzeichen mit denjenigen der bivariaten Analyse weitgehend übereinstimmen.

Daneben weisen die Wahltermine zu den Bundestagswahlen in Kombination mit der Popularität der Regierung einen statistisch signifikanten Einfluß auf die Budgetdefizite in der Interpretation von Huang und Lin (1993) auf. Die Tabelle E.48 enthält exemplarisch die Ergebnisse einer Modellschätzung unter Einbeziehung des Popularitätsüberschusses mit einer Zeitspanne von fünf Monaten vor den Bundestagswahlen. (Hierbei wurde auf die bereits im Abschnitt E.III.3.b.bb gewonnenen Erkenntnisse Bezug genommen, wonach insbesondere die Kombination aus dem Popularitätsüberschuß und den Bundestagswahlen aus modelltheoretischer Sicht eine gute Erklärung versprechen.) Allerdings ist die entsprechende Variable »PDf05BT2« lediglich für das nicht saisonal differenzierte Modell statistisch signifikant. Wiederum erweisen sich auch nur die ideologische Aus-

Tabelle E.46

**Multivariate Analyse der Budgetdefizite unter Berücksichtigung politökonomischer Variablen (1)**

| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable          | Shift |
|------------------|---------------|--------|-------|-------------------|-------|
| MA1,1            | -0,188        | -3,33  | 5     | deficit           | 0     |
| MA2,1            | 0,519         | 9,26   | 12    | deficit           | 0     |
| AR1,1            | 0,227         | 4,43   | 2     | deficit           | 0     |
| AR1,2            | 0,322         | 6,34   | 3     | deficit           | 0     |
| AR2,1            | 0,968         | 67,25  | 12    | deficit           | 0     |
| NUM1             | -0,004        | -4,62  | 0     | $\nabla^1$ GovPop | 2     |
| NUM2             | -0,079        | -3,86  | 0     | Kongr             | 8     |
| RMSE             | 0,0881        |        |       |                   |       |
| AIC              | -634,417      |        |       |                   |       |
| White-Noise-Test | $\chi^2$ (12) | 9,34   | Prob: | 0,229             |       |
|                  | $\chi^2$ (18) | 23,50  | Prob: | 0,036             |       |

Hinweise: Die Tabelle beinhaltet eine Schätzung für den Transfer-Function-Noise-Ansatz unter Einbeziehung einer politökonomischen Interventionsvariablen, wobei durch Variable die Art des Modelles spezifiziert ist. Shift gibt die zeitliche Verzögerung für die politökonomische Einflußvariable in Monaten an. RMSE repräsentiert den »Root-Mean-Square-Error« sowie AIC das Modellselektionskriterium von Akaike (1974). Der White-Noise-Test beinhaltet den Test von Ljung und Box (1978).

richtung des Bundesrates (»IdeoRat«) sowie die politökonomische Variable der parteipolitischen Übereinstimmung zwischen dem Bundesrat und der Bundesregierung (»Kongr«) als statistisch signifikant.

#### 4. Ergebnisse der empirischen Analyse auf der Basis des politökonomischen Ansatzes und Folgerungen

Der »Public-Choice«-Ansatz wendet konsequent das ökonomische Instrumentarium auf nicht-marktliche individuelle Interaktionen an. Im Mittelpunkt dieser Sichtweise des menschlichen Verhaltens steht dementsprechend das ökonomische Verhaltensmodell, wonach die Individuen unter Beachtung gegebener Präferenzen und veränderbarer Restriktionen den eigenen Nutzen maximieren. Die Anwendung dieses Ansatzes auf den po-

Tabelle E.47

Multivariate Analyse der Budgetdefizite unter Berücksichtigung politökonomischer Variablen (2)

| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable                | Shift |
|------------------|---------------|--------|-------|-------------------------|-------|
| MA1,1            | 0,568         | 11,76  | 12    | $\nabla_{12}^1$ deficit | 0     |
| AR1,1            | 0,215         | 4,04   | 2     | $\nabla_{12}^1$ deficit | 0     |
| AR1,2            | 0,235         | 4,41   | 3     | $\nabla_{12}^1$ deficit | 0     |
| NUM1             | -0,004        | -4,42  | 0     | $\nabla^1$ GovPop       | 2     |
| NUM2             | 0,104         | 5,64   | 0     | IdeoRat                 | 4     |
| NUM3             | -0,049        | -2,66  | 0     | Kongr                   | 6     |
| RMSE             | 0,0867        |        |       |                         |       |
| AIC              | -641,410      |        |       |                         |       |
| White-Noise-Test | $\chi^2$ (12) | 9,17   | Prob: | 0,422                   |       |
|                  | $\chi^2$ (18) | 23,12  | Prob: | 0,082                   |       |

| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable                | Shift |
|------------------|---------------|--------|-------|-------------------------|-------|
| MA1,1            | 0,568         | 11,76  | 12    | $\nabla_{12}^1$ deficit | 0     |
| AR1,1            | 0,215         | 4,04   | 2     | $\nabla_{12}^1$ deficit | 0     |
| AR1,2            | 0,235         | 4,41   | 3     | $\nabla_{12}^1$ deficit | 0     |
| NUM1             | -0,004        | -4,42  | 0     | $\nabla^1$ PopDiff      | 2     |
| NUM2             | 0,104         | 5,64   | 0     | IdeoRat                 | 4     |
| NUM3             | -0,049        | -2,66  | 0     | Kongr                   | 6     |
| RMSE             | 0,0867        |        |       |                         |       |
| AIC              | -641,410      |        |       |                         |       |
| White-Noise-Test | $\chi^2$ (12) | 9,17   | Prob: | 0,422                   |       |
|                  | $\chi^2$ (18) | 23,12  | Prob: | 0,082                   |       |

Hinweise: Die Tabelle beinhaltet zwei Schätzungen für den Transfer-Function-Noise-Ansatz unter Einbeziehung von politökonomischen Interventionsvariablen, wobei durch Variable die Art des Modelles spezifiziert ist. Shift gibt die zeitliche Verzögerung für die politökonomische Einflußvariable in Monaten an. RMSE repräsentiert den »Root-Mean-Square-Error« sowie AIC das Modellselektionskriterium von Akaike (1974). Der White-Noise-Test beinhaltet den Test von Ljung und Box (1978).

litischen Bereich, der für den Einsatzzeitpunkt und die Höhe der Budgetdefizite verantwortlich zeichnet, ist Gegenstand der vorangegangenen Abschnitte. Die durchgeführte Zeitreihenanalyse zur Erklärung der Budgetdefizite unter Verwendung politökonomischer Variablen setzte zunächst bei der bereits im Abschnitt E.II ermittelten Referenzmodellierung der Haushaltsdefizite durch den Ansatz von Box und Jenkins (1970) an. Als weitere Faktoren zur Erklärung der Defizite (beziehungsweise deren Wachstums-/Jahresrate) wurden sodann politökonomische Variablen herangezogen; hierbei handelte es sich beispielsweise um die ideologische Ausrichtung der Bundesregierung (»IdeoBund«), die ideologische Ausrichtung des Bundesrates (»IdeoRat«), die parteipolitische Übereinstimmung zwischen den beiden Institutionen (»Kongr«), aber auch um die Wahltermine zum Deutschen Bundestag sowie zu den Landtagen. Eine zentrale Bedeutung im Rahmen der politökonomischen Modellierung kommt der Popularität der Regierung(sparteien) zu. In Verbindung mit den Wahlterminen, die dem temporären Monopol der Regierung(sparteien) ein Ende bereiten und darüber hinaus den politischen Gegner ins Regierungsamt bringen können, sollte die Popularität, aber auch der Popularitätsüberschuß einen Erklärungsbeitrag zur Entwicklung der Budgetdefizite besitzen.

Auf Grundlage einer zunächst bivariaten Modellierung fanden der Ansatz der Interventionsanalyse sowie der »Transfer-Function-Noise«-Ansatz Verwendung. Insgesamt zeigte sich bei dieser empirischen Analyse eines politökonomischen Modelles die Relevanz der politisch-ökonomischen Variablen bei der Erklärung der Budgetdefizite. Insbesondere die ideologische Ausrichtung des Bundesrates, aber auch die parteipolitische Übereinstimmung der Bundesregierung und des Bundesrates verfügen über statistisch signifikante Koeffizienten auf die Budgetdefizite in der Interpretation von Huang und Lin (1993) beziehungsweise auf die Wachstumsrate dieser Budgetdefizite. Darüber hinaus besitzt die Regierungspopularität einen Effekt auf die Budgetdefizite und deren Wachstumsrate. Die Kombination aus Popularitätsüberschuß und Wahlterminen zum Deutschen Bundestag verfügt ebenfalls über einen statistisch signifikanten Einfluß.

Bei der durchgeführten empirischen Analyse des politökonomischen Ansatzes zur Erklärung der Budgetdefizite wurden neben den politökonomischen Variablen lediglich verzögerte Terme der zu erklärenden Variablen verwendet. Es wurde letztendlich unterstellt, daß die politischen Unternehmer ausschließlich politökonomische Motive beim Einsatz von Budgetdefiziten berücksichtigen. Der politisch-ökonomische Ansatz kann allein ebenso wenig die gesamte historische Entwicklung der Defizite erklären wie der wohlfahrtsökonomische »Tax-Smoothing«-Ansatz. Aus dieser Erkenntnis heraus steht daher im Mittelpunkt des nächsten Abschnittes eine Ver-

Tabelle E.48

Multivariate Analyse der Budgetdefizite unter Berücksichtigung politökonomischer Variablen (3)

| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable | Shift |
|------------------|---------------|--------|-------|----------|-------|
| MA1,1            | -0,175        | -3,09  | 5     | deficit  | 0     |
| MA2,1            | 0,522         | 9,27   | 12    | deficit  | 0     |
| AR1,1            | 0,212         | 4,13   | 2     | deficit  | 0     |
| AR1,2            | 0,314         | 6,15   | 3     | deficit  | 0     |
| AR2,1            | 0,966         | 63,77  | 12    | deficit  | 0     |
| NUM1             | 0,002         | 2,66   | 0     | PDf05BT2 | -2    |
| NUM2             | -0,076        | -3,70  | 0     | Kongr    | 8     |
| RMSE             | 0,0900        |        |       |          |       |
| AIC              | -621,513      |        |       |          |       |
| White-Noise-Test | $\chi^2$ (12) | 8,89   | Prob: | 0,261    |       |
|                  | $\chi^2$ (18) | 20,15  | Prob: | 0,091    |       |

| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable                | Shift |
|------------------|---------------|--------|-------|-------------------------|-------|
| MA1,1            | 0,580         | 12,11  | 12    | $\nabla_{12}^1$ deficit | 0     |
| AR1,1            | 0,207         | 3,87   | 2     | $\nabla_{12}^1$ deficit | 0     |
| AR1,2            | 0,220         | 4,09   | 3     | $\nabla_{12}^1$ deficit | 0     |
| NUM1             | 0,001         | 1,79   | 0     | PDf05BT2                | -2    |
| NUM2             | 0,099         | 5,29   | 0     | IdeoRat                 | 4     |
| NUM3             | -0,048        | -2,64  | 0     | Kongr                   | 6     |
| RMSE             | 0,0888        |        |       |                         |       |
| AIC              | -625,825      |        |       |                         |       |
| White-Noise-Test | $\chi^2$ (12) | 8,39   | Prob: | 0,495                   |       |
|                  | $\chi^2$ (18) | 20,27  | Prob: | 0,162                   |       |

Hinweise: Die Tabelle beinhaltet zwei Schätzungen für den Transfer-Function-Noise-Ansatz unter Einbeziehung von politökonomischen Interventionsvariablen, wobei durch Variable die Art des Modelles spezifiziert ist. Shift gibt die zeitliche Verzögerung für die politökonomische Einflußvariable in Monaten an. RMSE repräsentiert den »Root-Mean-Square-Error« sowie AIC das Modellselektionskriterium von Akaike (1974). Der White-Noise-Test beinhaltet den Test von Ljung und Box (1978).

sion eines ökonometrischen Modelles, bei dem neben politökonomischen auch wohlfahrtsökonomische Variablen – im Sinne des »Tax-Smoothing«-Ansatzes – berücksichtigt werden.

#### **IV. Ökonometrische Analyse wohlfahrts- und politökonomischer Motive von Budgetdefiziten**

Die empirischen Ergebnisse der vorangegangenen reinen politökonomischen Analyse lassen den Schluß zu, daß die verwendeten politökonomischen Variablen, die sich auf der Basis der theoretischen Überlegungen des vorangegangenen Kapitels D ergeben haben, alleine die Entwicklung der realisierten Budgetdefizite sowie die Wachstumsrate nicht erklären können. Aus dieser Erkenntnis heraus, soll in den weiteren Abschnitten eine Analyse unter Verwendung der beiden Erklärungsansätze der öffentlichen Verschuldung erfolgen. Die kombinierte Betrachtung *wohlfahrts-* und *politökonomischer* Variablen und Theorien eröffnet die Möglichkeit der verbesserten Einschätzung der Relevanz beider Sichtweisen aus einem allgemeineren Modell heraus.

Die empirischen Erkenntnisse in Hinblick auf den »Tax-Smoothing«-Ansatz in der Interpretation von Huang und Lin (1993) sind durch eine Ablehnung der mit dieser Modellierung verbundenen »Cross-Equation«-Restriktionen verbunden. Im Rahmen der folgenden Modellanalyse soll dem »Grundsatz der Sparsamkeit« gefolgt werden [vgl. Harvey (1993, S. 3) sowie Box und Jenkins (1970, S. 17)]; Ziel ist damit die Anpassung einer möglichst geringen Anzahl von Parametern. Aus diesem Grunde wird nicht weiter der Vektorautoregressive Ansatz verwendet, da dieser mit einer erheblichen Anzahl von zu schätzenden Parametern verbunden ist. Zunächst werden daher die beiden wohlfahrtsökonomischen Variablen unter Verwendung des »Transfer-Function-Noise«-Ansatzes zur Erklärung der Budgetdefizite herangezogen (Abschnitt 1). Es schließt sich im Abschnitt 2 eine ökonometrische Analyse der Budgetdefizite unter Beachtung wohlfahrtsökonomischer und politökonomischer Variablen an. Die Zusammenfassung der empirischen Ergebnisse ist Gegenstand von Abschnitt 3.

##### **1. Modellierung eines wohlfahrtsökonomischen Ansatzes auf der Basis der »Tax-Smoothing«-Hypothese**

Im Rahmen dieses Abschnittes wird in Anlehnung an die Ausführungen des Abschnittes E.III.3.a eine Modellierung der Budgetdefizite unter Verwendung des »Transfer-Function-Noise«-Ansatzes vorgenommen.

Als Input-Variablen gehen die beiden wohlfahrtsökonomischen Variablen – die staatlichen Ausgaben »InAusBdI« sowie der aggregierte Output »InProdN« – in die Analyse ein. Tabelle E.49 faßt die Modellergebnisse der bivariaten Analyse für die Budgetdefizite in der Interpretation von Huang und Lin (1993) unter Berücksichtigung der nicht-zinstragenden staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter und Transfers zusammen. Die Analyse des stochastischen Prozesses der staatlichen Ausgaben »InAusBdI« ist durch das Erfordernis der Bildung erster saisonaler Differenzen gekennzeichnet (siehe auch die Darstellung im Abschnitt E.II.2.a.cc). Die im Rahmen des »Transfer-Function-Noise«-Ansatzes geschätzte »Cross-Correlation«-Funktion resultiert in beiden Versionen des »Noise«-Modelles in statistisch signifikanten Peaks zum Lag null und zwölf. Die Tabelle E.49 verdeutlicht die Relevanz der staatlichen Ausgaben bei der Erklärung der Budgetdefizite. Der »Root-Mean-Square-Error« (RMSE) wird drastisch reduziert und ebenso der Modellselektionsparameter AIC. Allerdings muß im Unterschied zur ARIMA-Referenzmodellierung der Budgetdefizite, die in der Tabelle E.15 enthalten ist, jeweils ein zusätzlicher verzögerter Term der Budgetdefizite in die Modellschätzung einbezogen werden. Die Koeffizienten der staatlichen Ausgaben sind statistisch signifikant. Die Jahresrate der staatlichen Ausgaben zum Lag null bewirkt unmittelbar eine Zunahme der Budgetdefizite und der entsprechenden Wachstumsrate. Hingegen reduziert die um zwölf Monate verzögerte Jahresrate der staatlichen Ausgaben das Niveau der Budgetdefizite beziehungsweise die Wachstumsrate der Budgetdefizite. Dies läßt darauf schließen, daß ein Teil der mit der zunächst temporären Veränderung der staatlichen Ausgaben bewirkten Variation der Budgetdefizite aus Sicht der politischen Unternehmer nunmehr permanenter Natur geworden ist, sodaß die Budgetdefizite nicht länger permanent im vollem Umfang als Finanzierungsform relevant sind.

Die Tabelle E.50 beinhaltet die Schätzergebnisse der bivariaten »Transfer-Function-Noise«-Modellierung unter Berücksichtigung des aggregierten Outputs »InProdN«. In Analogie zu den staatlichen Ausgaben besteht in Hinblick auf den aggregierten Output das Erfordernis der Bildung erster saisonaler Differenzen (siehe auch den Abschnitt E.II.2.a.cc). Die geschätzten »Cross-Correlations« zwischen den entsprechend transformierten Budgetdefiziten und dem aggregierten Output führen in beiden Versionen des »Noise«-Modelles lediglich zu einem statistisch signifikanten Peak zum Lag zwei. Eine bivariate Schätzung des »Transfer-Function-Noise«-Ansatzes artikuliert sich in den in der Tabelle E.50 enthaltenen Parametern. Die Modellschätzungen benötigen lediglich vier oder fünf verzögerte Parameter der zu erklärenden Variablen »deficit«. Der saisonal differenzierte aggregierte Output ist statistisch signifikant und verfügt in beiden Modellversionen über einen positiven Koeffizientenwert in gleicher



Tabelle E.49

**Bivariate Analyse unter Verwendung der  
staatlichen Ausgaben**

| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable                 | Shift |
|------------------|---------------|--------|-------|--------------------------|-------|
| MA1,1            | -0,260        | -4,79  | 5     | deficit                  | 0     |
| MA2,1            | 0,169         | 2,53   | 12    | deficit                  | 0     |
| AR1,1            | 0,153         | 2,75   | 1     | deficit                  | 0     |
| AR1,2            | 0,331         | 6,24   | 2     | deficit                  | 0     |
| AR2,1            | 0,258         | 4,54   | 3     | deficit                  | 0     |
| AR2,2            | 0,225         | 4,15   | 9     | deficit                  | 0     |
| AR3,1            | 0,947         | 51,13  | 12    | deficit                  | 0     |
| NUM1             | -0,702        | -21,61 | 0     | $\nabla_{12}^1$ lnAusBdI | 0     |
| NUM1,1           | 0,369         | 11,50  | 12    | $\nabla_{12}^1$ lnAusBdI | 0     |
| RMSE             | 0,0609        |        |       |                          |       |
| AIC              | -825,517      |        |       |                          |       |
| White-Noise-Test | $\chi^2$ (12) | 5,87   | Prob: | 0,319                    |       |
|                  | $\chi^2$ (18) | 11,07  | Prob: | 0,437                    |       |

---

| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable                 | Shift |
|------------------|---------------|--------|-------|--------------------------|-------|
| MA1,1            | 0,179         | 2,77   | 12    | $\nabla_{12}^1$ deficit  | 0     |
| AR1,1            | 0,174         | 3,08   | 1     | $\nabla_{12}^1$ deficit  | 0     |
| AR1,2            | 0,272         | 4,67   | 2     | $\nabla_{12}^1$ deficit  | 0     |
| AR1,3            | 0,207         | 3,46   | 3     | $\nabla_{12}^1$ deficit  | 0     |
| AR1,4            | 0,154         | 2,66   | 5     | $\nabla_{12}^1$ deficit  | 0     |
| AR2,1            | 0,170         | 2,84   | 9     | $\nabla_{12}^1$ deficit  | 0     |
| NUM1             | -0,711        | -20,16 | 0     | $\nabla_{12}^1$ lnAusBdI | 0     |
| NUM1,1           | 0,359         | 10,41  | 12    | $\nabla_{12}^1$ lnAusBdI | 0     |
| RMSE             | 0,0620        |        |       |                          |       |
| AIC              | -807,310      |        |       |                          |       |
| White-Noise-Test | $\chi^2$ (12) | 7,42   | Prob: | 0,284                    |       |
|                  | $\chi^2$ (18) | 12,56  | Prob: | 0,402                    |       |

Hinweise: Die Tabelle beinhaltet zwei Schätzungen für den Transfer-Funktion-Noise-Ansatz, wobei durch Variable die Art des Modelles spezifiziert ist. Shift gibt die zeitliche Verzögerung in Monaten an. RMSE repräsentiert den »Root-Mean-Square-Error« sowie AIC das Modellselektionskriterium von Akaike (1974). Der White-Noise-Test beinhaltet den Test von Ljung und Box (1978).

Tabelle E.50

**Bivariate Analyse unter Verwendung des  
aggregierten Outputs**

| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable                         | Shift |
|------------------|---------------|--------|-------|----------------------------------|-------|
| MA1,1            | -0,163        | -2,84  | 5     | deficit                          | 0     |
| MA2,1            | 0,515         | 9,06   | 12    | deficit                          | 0     |
| AR1,1            | 0,216         | 4,17   | 2     | deficit                          | 0     |
| AR1,2            | 0,317         | 6,19   | 3     | deficit                          | 0     |
| AR2,1            | 0,966         | 65,25  | 12    | deficit                          | 0     |
| NUM1             | 0,311         | 2,96   | 0     | $\nabla_{12}^1 \ln \text{ProdN}$ | 2     |
| RMSE             | 0,0914        |        |       |                                  |       |
| AIC              | -599,996      |        |       |                                  |       |
| White-Noise-Test | $\chi^2$ (12) | 7,69   | Prob: | 0,361                            |       |
|                  | $\chi^2$ (18) | 19,37  | Prob: | 0,112                            |       |
| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable                         | Shift |
| MA1,1            | 0,563         | 11,39  | 12    | $\nabla_{12}^1 \text{deficit}$   | 0     |
| AR1,1            | 0,216         | 3,94   | 2     | $\nabla_{12}^1 \text{deficit}$   | 0     |
| AR1,2            | 0,272         | 5,02   | 3     | $\nabla_{12}^1 \text{deficit}$   | 0     |
| AR1,3            | 0,135         | 2,39   | 5     | $\nabla_{12}^1 \text{deficit}$   | 0     |
| NUM1             | 0,305         | 2,79   | 0     | $\nabla_{12}^1 \ln \text{ProdN}$ | 2     |
| RMSE             | 0,0921        |        |       |                                  |       |
| AIC              | -588,426      |        |       |                                  |       |
| White-Noise-Test | $\chi^2$ (12) | 9,29   | Prob: | 0,318                            |       |
|                  | $\chi^2$ (18) | 18,00  | Prob: | 0,207                            |       |

Hinweise: Die Tabelle beinhaltet zwei Schätzungen für den Transfer-Function-Noise-Ansatz, wobei durch Variable die Art des Modelles spezifiziert ist. Shift gibt die zeitliche Verzögerung in Monaten an. RMSE repräsentiert den »Root-Mean-Square-Error« sowie AIC das Modellselektionskriterium von Akaike (1974). Der White-Noise-Test beinhaltet den Test von Ljung und Box (1978).

Tabelle E.51

**Multivariate Analyse der Budgetdefizite auf Basis  
des wohlfahrtsökonomischen Ansatzes**

| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable                 | Shift |
|------------------|---------------|--------|-------|--------------------------|-------|
| MA1,1            | -0,216        | -3,70  | 5     | deficit                  | 0     |
| MA2,1            | 0,184         | 2,73   | 12    | deficit                  | 0     |
| AR1,1            | 0,294         | 5,89   | 2     | deficit                  | 0     |
| AR1,2            | 0,322         | 6,07   | 3     | deficit                  | 0     |
| AR1,3            | 0,141         | 2,79   | 9     | deficit                  | 0     |
| AR2,1            | 0,951         | 55,06  | 12    | deficit                  | 0     |
| NUM1             | -0,700        | -21,17 | 0     | $\nabla_{12}^1$ lnAusBdI | 0     |
| NUM1,1           | 0,357         | 11,00  | 12    | $\nabla_{12}^1$ lnAusBdI | 0     |
| NUM2             | 0,197         | 3,11   | 0     | $\nabla_{12}^1$ lnProdN  | 2     |
| RMSE             | 0,0611        |        |       |                          |       |
| AIC              | -822,614      |        |       |                          |       |
| White-Noise-Test | $\chi^2$ (12) | 11,70  | Prob: | 0,069                    |       |
|                  | $\chi^2$ (18) | 18,23  | Prob: | 0,109                    |       |

---

| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable                 | Shift |
|------------------|---------------|--------|-------|--------------------------|-------|
| MA1,1            | 0,201         | 3,07   | 12    | $\nabla_{12}^1$ deficit  | 0     |
| AR1,1            | 0,130         | 2,34   | 1     | $\nabla_{12}^1$ deficit  | 0     |
| AR1,2            | 0,282         | 4,94   | 2     | $\nabla_{12}^1$ deficit  | 0     |
| AR1,3            | 0,250         | 4,17   | 3     | $\nabla_{12}^1$ deficit  | 0     |
| AR1,4            | 0,164         | 2,84   | 5     | $\nabla_{12}^1$ deficit  | 0     |
| NUM1             | 0,167         | 2,37   | 0     | $\nabla_{12}^1$ lnProdN  | 2     |
| NUM2             | -0,700        | -19,59 | 0     | $\nabla_{12}^1$ lnAusBdI | 0     |
| NUM1,1           | 0,354         | 10,16  | 12    | $\nabla_{12}^1$ lnAusBdI | 0     |
| RMSE             | 0,0623        |        |       |                          |       |
| AIC              | -804,696      |        |       |                          |       |
| White-Noise-Test | $\chi^2$ (12) | 13,23  | Prob: | 0,067                    |       |
|                  | $\chi^2$ (18) | 18,82  | Prob: | 0,129                    |       |

Hinweise: Die Tabelle beinhaltet zwei Schätzungen für den Transfer-Funktion-Noise-Ansatz, wobei durch Variable die Art des Modelles spezifiziert ist. Shift gibt die zeitliche Verzögerung in Monaten an. RMSE repräsentiert den »Root-Mean-Square-Error« sowie AIC das Modellselektionskriterium von Akaike (1974). Der White-Noise-Test beinhaltet den Test von Ljung und Box (1978).

Höhe. Dementsprechend nehmen die Budgetdefizite sowie die jährliche Wachstumsrate bei einer Zunahme der jährlichen Wachstumsrate des realen aggregierten Outputs ab. Im Unterschied zur bivariaten Analyse unter Einbeziehung der staatlichen Ausgaben ist allerdings die Berücksichtigung des aggregierten Outputs aus statistischer Sicht eher ein Rückschritt, da sich der »Root-Mean-Square-Error« (RMSE) im Vergleich zur ARIMA-Referenzmodellierung der Budgetdefizite lediglich geringfügig verändert und sich das Modellselektionskriterium AIC erheblich verschlechtert.

Die empirischen Ergebnisse der multivariaten Analyse der Budgetdefizite unter Verwendung der beiden wohlfahrtsökonomischen Variablen ist in der Tabelle E.51 enthalten. Die wohlfahrtsökonomischen Variablen sind mit statistisch signifikanten Koeffizienten bei der Erklärung der Budgetdefizite vertreten. Die Vorzeichen bleiben erhalten und bei den staatlichen Ausgaben ist ebenfalls die Größenordnung der Koeffizientenwerte unverändert; hingegen reduziert sich der Koeffizientenwert des realen aggregierten Outputs. Aus der Sicht des Modellselektionskriteriums AIC verschlechtert sich das multivariate Modell geringfügig im Vergleich zur bivariaten Version der Budgetdefizite mit den staatlichen Ausgaben als alleiniger Inputvariablen.

## **2. Multivariate Analyse der Budgetdefizite unter Verwendung wohlfahrtsökonomischer und politökonomischer Variablen**

Die vorangegangenen Modellschätzungen haben sich auf wohlfahrtsökonomische Einflußvariablen zur Erklärung der Budgetdefizite in der Interpretation von Huang und Lin (1993) beschränkt. Allerdings wurde bereits im Abschnitt E.III auf die Relevanz politökonomischer Motive hingewiesen. Die damit verbundenen empirischen Erkenntnisse, die sich in den Abschnitten E.III.3.b wie E.III.3.c artikulieren, lassen den Schluß zu, daß einige politökonomische Variablen auch über einen Erklärungsbeitrag sowie statistisch signifikante Koeffizienten verfügen. (Hierbei wurden die in den Abschnitten E.III.3.b sowie E.III.3.c aufgeführten Variablen berücksichtigt. Die dortigen Ergebnisse konnten im Rahmen dieses multivariaten Ansatzes in der Regel bestätigt werden.) Aus diesem Grunde wurden einige Modelle geschätzt, die sowohl wohlfahrtsökonomische als auch politökonomische Variablen berücksichtigen. Generell besitzen lediglich einige der verwendeten politökonomischen Variablen einen statistisch signifikanten Koeffizientenwert. Die Tabellen E.52 und E.53 enthalten daher nur ausgewählte Modellanpassungen, da durchgeführte Modellschätzungen mit den

politökonomischen Variablen nur die bereits bekannten Ergebnisse der vorangegangenen Abschnitte bestätigen.

Die »Transfer-Function-Noise«-Modellierung unter Verwendung der wohlfahrtsökonomischen und politökonomischen Variablen für die Budgetdefizite ist Gegenstand der Tabelle E.52. Aus der ersten Hälfte der Tabelle ist ersichtlich, daß neben den beiden wohlfahrtsökonomischen Variablen die Regierungspopularität (»GovPop«) sowie die parteipolitische Übereinstimmung zwischen der Bundesregierung und dem Bundesrat (»Kongr«) über statistisch signifikante Koeffizienten verfügen. Im Vergleich zur bivariaten Modellierung der Budgetdefizite unter Berücksichtigung der staatlichen Ausgaben in der Tabelle E.49 wurde bei dieser Modellschätzung zunächst nur die jährliche Wachstumsrate zum Lag null in die Analyse einbezogen. Der Koeffizientenwert ist entsprechend verringert. In der zweiten Hälfte der Tabelle ist eine weitere Modellschätzung enthalten, welche die jährliche Wachstumsrate der staatlichen Ausgaben sowohl zum Lag null als auch zum Lag zwölf berücksichtigt. Bei dieser Modellierung ist allerdings von den politökonomischen Variablen nur noch die um zwei Monate verzögerte Regierungspopularität  $\nabla^1$  »GovPop« statistisch signifikant.

Die Erklärung der Wachstumsrate der Budgetdefizite auf Jahresbasis ist Gegenstand der Tabelle E.53. Bei dieser Modellierung erweisen sich von den beiden wohlfahrtsökonomischen Variablen lediglich die staatlichen Ausgaben als statistisch relevant, während das aggregierte Output über keinen statistisch signifikanten Parameterwert verfügt und daher in der Tabelle nicht aufgeführt ist. Bei dieser Schätzung gehen jedoch neben der Regierungspopularität »GovPop« auch die ideologische Ausrichtung des Bundesrates (»IdeoRat«) sowie die parteipolitische Übereinstimmung zwischen der Bundesregierung und dem Bundesrat (»Kongr«) mit statistisch signifikanten Parameterwerten in die Erklärung der Wachstumsrate der Budgetdefizite ein. Die Modellschätzung unter Berücksichtigung der Wachstumsrate der staatlichen Ausgaben zum Lag null und zum Lag zwölf verbessert wiederum das entsprechende Modell – ist aber nur noch mit zwei statistisch signifikanten politökonomischen Variablen verbunden.

Die Einbeziehung der Wahltermine zum Deutschen Bundestag ist Gegenstand der Tabelle E.54. Entsprechend den Ausführungen im Abschnitt E.III.3.b.bb wurde der Popularitätsüberschuß der Regierung mit den Wahlterminen in Beziehung gesetzt. Die Schätzergebnisse in der Tabelle E.54 verdeutlichen, daß neben den wohlfahrtsökonomischen Variablen nunmehr nur noch die politökonomische Variable »Pdf05BT2« statistisch signifikante Koeffizienten aufweisen. Diese politökonomische Variable bildet den Popularitätsüberschuß der Regierung über eine Zeitspanne von fünf Monaten vor dem eigentlichen Wahltermin zum Bundestag mit einem

Tabelle E.52

Multivariate Analyse der Budgetdefizite auf Basis  
wohlfahrts- und politökonomischer Variablen (1)

| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable                 | Shift |
|------------------|---------------|--------|-------|--------------------------|-------|
| MA1,1            | -0,157        | -2,71  | 5     | deficit                  | 0     |
| MA2,1            | 0,239         | 3,65   | 12    | deficit                  | 0     |
| AR1,1            | 0,223         | 4,33   | 2     | deficit                  | 0     |
| AR1,2            | 0,362         | 7,10   | 3     | deficit                  | 0     |
| AR2,1            | 0,948         | 53,04  | 12    | deficit                  | 0     |
| NUM1             | -0,004        | -4,67  | 0     | $\nabla^1$ GovPop        | 2     |
| NUM2             | -0,460        | -14,45 | 0     | $\nabla^1_{12}$ lnAusBdI | 0     |
| NUM3             | 0,181         | 2,45   | 0     | $\nabla^1_{12}$ lnProdN  | 2     |
| NUM4             | -0,033        | -2,08  | 0     | Kongr                    | 8     |
| RMSE             | 0,0693        |        |       |                          |       |
| AIC              | -772,783      |        |       |                          |       |
| White-Noise-Test | $\chi^2$ (12) | 9,14   | Prob: | 0,243                    |       |
|                  | $\chi^2$ (18) | 17,04  | Prob: | 0,197                    |       |

| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable                 | Shift |
|------------------|---------------|--------|-------|--------------------------|-------|
| MA1,1            | -0,211        | -3,55  | 5     | deficit                  | 0     |
| MA2,1            | 0,155         | 2,31   | 12    | deficit                  | 0     |
| AR1,1            | 0,317         | 6,42   | 2     | deficit                  | 0     |
| AR1,2            | 0,332         | 6,27   | 3     | deficit                  | 0     |
| AR1,3            | 0,112         | 2,23   | 9     | deficit                  | 0     |
| AR2,1            | 0,953         | 57,00  | 12    | deficit                  | 0     |
| NUM1             | -0,003        | -4,05  | 0     | $\nabla^1_{12}$ GovPop   | 2     |
| NUM2             | -0,680        | -21,17 | 0     | $\nabla^1_{12}$ lnAusBdI | 0     |
| NUM1,1           | 0,338         | 10,70  | 12    | $\nabla^1_{12}$ lnAusBdI | 0     |
| NUM3             | 0,213         | 3,46   | 0     | $\nabla^1_{12}$ lnProdN  | 2     |
| RMSE             | 0,0597        |        |       |                          |       |
| AIC              | -835,145      |        |       |                          |       |
| White-Noise-Test | $\chi^2$ (12) | 10,79  | Prob: | 0,095                    |       |
|                  | $\chi^2$ (18) | 18,32  | Prob: | 0,106                    |       |

Hinweise: Die Tabelle beinhaltet zwei Schätzungen für den Transfer-Funktion-Noise-Ansatz unter Einbeziehung einer politökonomischen Interventionsvariablen, wobei durch Variable die Art des Modelles spezifiziert ist. Shift gibt die zeitliche Verzögerung in Monaten an.

Tabelle E.53

**Multivariate Analyse der Budgetdefizite auf Basis  
wohlfahrts- und politökonomischer Variablen (2)**

| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable                 | Shift |
|------------------|---------------|--------|-------|--------------------------|-------|
| MA1,1            | 0,327         | 5,48   | 12    | $\nabla_{12}^1$ deficit  | 0     |
| AR1,1            | 0,200         | 3,59   | 2     | $\nabla_{12}^1$ deficit  | 0     |
| AR1,2            | 0,258         | 4,65   | 3     | $\nabla_{12}^1$ deficit  | 0     |
| AR1,3            | 0,125         | 2,18   | 5     | $\nabla_{12}^1$ deficit  | 0     |
| NUM1             | -0,003        | -4,45  | 0     | $\nabla^1$ GovPop        | 2     |
| NUM2             | -0,463        | -13,65 | 0     | $\nabla_{12}^1$ lnAusBdI | 0     |
| NUM3             | 0,064         | 3,83   | 0     | IdeoRat                  | 4     |
| NUM4             | -0,038        | -2,34  | 0     | Kongr                    | 6     |
| RMSE             | 0,0693        |        |       |                          |       |
| AIC              | -770,186      |        |       |                          |       |
| White-Noise-Test | $\chi^2$ (12) | 10,90  | Prob: | 0,207                    |       |
|                  | $\chi^2$ (18) | 17,35  | Prob: | 0,238                    |       |

---

| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable                 | Shift |
|------------------|---------------|--------|-------|--------------------------|-------|
| MA1,1            | 0,203         | 3,13   | 12    | $\nabla_{12}^1$ deficit  | 0     |
| AR1,1            | 0,127         | 2,26   | 1     | $\nabla_{12}^1$ deficit  | 0     |
| AR1,2            | 0,276         | 4,83   | 2     | $\nabla_{12}^1$ deficit  | 0     |
| AR1,3            | 0,234         | 3,89   | 3     | $\nabla_{12}^1$ deficit  | 0     |
| AR1,4            | 0,153         | 2,65   | 5     | $\nabla_{12}^1$ deficit  | 0     |
| NUM1             | -0,003        | -3,70  | 0     | $\nabla^1$ GovPop        | 2     |
| NUM2             | -0,672        | -18,83 | 0     | $\nabla_{12}^1$ lnAusBdI | 0     |
| NUM1,1           | 0,335         | 9,70   | 12    | $\nabla_{12}^1$ lnAusBdI | 0     |
| NUM3             | 0,046         | 2,74   | 0     | IdeoRat                  | 4     |
| RMSE             | 0,0610        |        |       |                          |       |
| AIC              | -816,110      |        |       |                          |       |
| White-Noise-Test | $\chi^2$ (12) | 14,08  | Prob: | 0,050                    |       |
|                  | $\chi^2$ (18) | 18,27  | Prob: | 0,148                    |       |

Hinweise: Die Tabelle beinhaltet zwei Schätzungen für den Transfer-Funktion-Noise-Ansatz unter Einbeziehung von politökonomischen Interventionsvariablen, wobei durch Variable die Art des Modelles spezifiziert ist. Shift gibt die zeitliche Verzögerung in Monaten an.



Tabelle E.54

Multivariate Analyse der Budgetdefizite auf Basis  
wohlfahrts- und politökonomischer Variablen (3)

| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable                          | Shift |
|------------------|---------------|--------|-------|-----------------------------------|-------|
| MA1,1            | -0,201        | -3,41  | 5     | deficit                           | 0     |
| MA2,1            | 0,173         | 2,57   | 12    | deficit                           | 0     |
| AR1,1            | 0,289         | 5,79   | 2     | deficit                           | 0     |
| AR1,2            | 0,327         | 6,16   | 3     | deficit                           | 0     |
| AR1,3            | 0,142         | 2,78   | 9     | deficit                           | 0     |
| AR2,1            | 0,950         | 54,23  | 12    | deficit                           | 0     |
| NUM1             | 0,001         | 3,02   | 0     | PDf05BT2                          | -2    |
| NUM2             | -0,696        | -21,33 | 0     | $\nabla_{12}^1 \ln \text{AusBdI}$ | 0     |
| NUM1,1           | 0,355         | 11,06  | 12    | $\nabla_{12}^1 \ln \text{AusBdI}$ | 0     |
| NUM3             | 0,178         | 2,83   | 0     | $\nabla_{12}^1 \ln \text{ProdN}$  | 2     |
| RMSE             | 0,0604        |        |       |                                   |       |
| AIC              | -829,123      |        |       |                                   |       |
| White-Noise-Test | $\chi^2$ (12) | 10,63  | Prob: | 0,101                             |       |
|                  | $\chi^2$ (18) | 17,47  | Prob: | 0,133                             |       |

| Parameter        | Schätzung     | t-Wert | Lag   | Variable                          | Shift |
|------------------|---------------|--------|-------|-----------------------------------|-------|
| MA1,1            | 0,201         | 3,08   | 12    | $\nabla_{12}^1 \text{deficit}$    | 0     |
| AR1,1            | 0,175         | 3,03   | 1     | $\nabla_{12}^1 \text{deficit}$    | 0     |
| AR1,2            | 0,285         | 5,10   | 2     | $\nabla_{12}^1 \text{deficit}$    | 0     |
| AR1,3            | 0,239         | 4,44   | 5     | $\nabla_{12}^1 \text{deficit}$    | 0     |
| AR2,1            | 0,237         | 3,87   | 3     | $\nabla_{12}^1 \text{deficit}$    | 0     |
| AR2,2            | 0,173         | 2,95   | 9     | $\nabla_{12}^1 \text{deficit}$    | 0     |
| NUM1             | 0,002         | 3,02   | 0     | PDf05BT2                          | -2    |
| NUM2             | -0,703        | -20,56 | 0     | $\nabla_{12}^1 \ln \text{AusBdI}$ | 0     |
| NUM1,1           | 0,361         | 10,78  | 12    | $\nabla_{12}^1 \ln \text{AusBdI}$ | 0     |
| RMSE             | 0,0609        |        |       |                                   |       |
| AIC              | -816,613      |        |       |                                   |       |
| White-Noise-Test | $\chi^2$ (12) | 4,44   | Prob: | 0,617                             |       |
|                  | $\chi^2$ (18) | 9,49   | Prob: | 0,661                             |       |

Hinweise: Die Tabelle beinhaltet zwei Schätzungen für den Transfer-Funktion-Noise-Ansatz, wobei durch Variable die Art des Modelles spezifiziert ist. Shift gibt die zeitliche Verzögerung in Monaten an.

Vorlauf von zwei Monaten ab. Das Vorzeichen ist mit der bivariaten und multivariaten politökonomischen Analyse konform. Gleiches gilt für die Parameter der wohlfahrtsökonomischen Variablen. Lediglich bei der Erklärung der Jahresrate der Budgetdefizite in der zweiten Hälfte der Tabelle weist erneut die Jahresrate des aggregierte Outputs keinen statistisch signifikanten Koeffizienten auf. Damit gehen neben der politökonomischen Variablen »PDf05BT2« lediglich die staatlichen nicht-zinstragenden Ausgaben als erklärende Variable in die ökonometrische Betrachtung ein.

### **3. Zusammenfassung der Ergebnisse auf der Basis des kombinierten Ansatzes**

Im Mittelpunkt dieses Abschnittes zur der Erklärung der Budgetdefizite in der Interpretation von Huang und Lin (1993) stand die Verknüpfung von wohlfahrtsökonomischen und politökonomischen Elementen und Ansichten zu einem allgemeineren Modell. Als Grundlage diente die bereits im Abschnitt E.II.2.a.dd durchgeführte univariate Modellierung der Budgetdefizite durch den Ansatz von Box und Jenkins (1970). Dem »Grundsatz der Sparsamkeit« folgend, setzte die Einbeziehung von wohlfahrtsökonomischen und politökonomischen Variablen beim »Transfer-Function-Noise«-Ansatz an. Durch dieses einfache Modell der multivariaten Erklärung sind sowohl die zentralen wohlfahrtsökonomischen Variablen als auch einige der politökonomischen Variablen mit der Zeitreihe der Budgetdefizite in Beziehung gesetzt worden. Daneben sind einige andere politökonomische Variablen unter Verwendung des Ansatzes der Interventionsanalyse mit den Budgetdefiziten in Verbindung gebracht worden.

Im Rahmen der ökonometrischen Analyse der Budgetdefizite in der Interpretation von Huang und Lin (1993) unter Verwendung des »Transfer-Function-Noise«-Ansatzes haben sich die beiden wohlfahrtsökonomischen Variablen durch ihren Erklärungsbeitrag für die Budgetdefizite und die Wachstumsrate der Budgetdefizite als herausragend erwiesen, da insbesondere das Modellselektionskriterium AIC des rein wohlfahrtsökonomischen Modelles sich erheblich verbesserte. Damit ist aus ökonometrischer Sicht eindeutig, daß den wohlfahrtsökonomischen Variablen eine zentrale Rolle bei der Erklärung der Budgetdefizite zukommt. Dies spiegelt sich auch in der »Sample-Correlation« des rein ökonomischen Modelles wider, die maximal 0,965 beträgt und damit einen besseren Wert erzielt als die univariate ARIMA-Modellierung der Budgetdefizite.

Allerdings gingen auch einige politökonomische Variablen in ein erweitertes – aus wohlfahrtsökonomischen und politökonomischen Variablen be-

stehendes – Modell mit statistisch signifikanten Parameterwerten ein. Allgemein konnten sowohl wohlfahrtsökonomische Variablen – insbesondere aber die jährliche Wachstumsrate der staatlichen nicht-zinstragenden Ausgaben – als auch einige politökonomische Variable mit statistisch signifikanten Koeffizienten als erklärende Variablen für die Budgetdefizite beitragen. Dementsprechend sind prinzipiell politökonomische Motive bei der Verwendung von Budgetdefiziten nicht ausgeschlossen. Anders gewendet: Die politischen Unternehmer orientieren sich sowohl an wohlfahrtsökonomische als auch an politökonomische Sachverhalte in Hinblick auf den Einsatz von Budgetdefiziten.

## V. Ergebnisse der ökonometrischen Analyse und Beurteilung der positiven Theorien

Untersuchungsgegenstand dieses Kapitels war die empirische Überprüfung von verschiedenen positiven Ansätzen der öffentlichen Verschuldung. Dieser Analyse lag die Vorstellung zugrunde, daß letztendlich unter den geltenden Gesetzen politische Entscheidungsträger über den Einsatzzeitpunkt und das Ausmaß von Budgetdefiziten entscheiden. Auf der theoretischen Ebene existieren verschiedene Ansätze, deren Ziel die Erklärung des Einsatzes von Budgetdefiziten ist. Die *politischen Entscheidungsträger* verfügen über eine Nutzenfunktion und sie agieren auf der Basis des Rationalitätskalküls. Der Set der Handlungsalternativen ist durch die gegebenen Präferenzen sowie durch die veränderbaren Restriktionen bestimmt. Die Beschränkungen sind eindeutig zu identifizieren; es handelt sich hierbei um die intertemporale Budgetbeschränkung und die durch das politische System vorgegebenen Rahmenbedingungen - beispielsweise in Form der regelmäßig stattfindenden Wahlen und der am Entscheidungsprozeß beteiligten Institutionen. Im Rahmen der ökonometrischen Untersuchung wurde darüber hinaus unterstellt, daß die Individuen rationale Erwartungen im Sinne des Ansatzes von Muth (1961) bilden.

Auf diesen Grundlagen aufbauend, sind die in den Kapiteln C und D dargestellten Ansätze ökonometrisch untersucht worden. Die wohlfahrtsökonomisch ausgerichtete »Tax-Smoothing«-Hypothese ist unter Verwendung des Vektorautoregressiven Ansatzes durch »Cross-Equation«-Restriktionen empirisch überprüfbar; diesem Ansatz liegt die Vorstellung zugrunde, daß die politischen Unternehmer den Willen der Wähler umsetzen und hierbei als perfekte Agenten agieren. Die politischen Entscheidungsträger sind somit identisch mit einem *allwissenden, wohlwollenden Diktator*. Die mit dem »Tax-Smoothing«-Ansatz verbundenen Restriktionen konnten allerdings nicht bestätigt werden.

Demgegenüber stellt der politökonomische Ansatz eine alternative Sicht des Verhaltens politischer Entscheidungsträger dar. Dieser Ansatz betont die Relevanz der Durchsetzung eigener Vorstellungen durch Verwendung des wirtschaftspolitischen Instrumentariums durch die *politischen Unternehmer*. Letztendlich wird das ökonomische Verhaltensmodell auf den politischen Bereich angewendet. Aus der politökonomischen Sicht sind vor allem die politökonomischen Variablen – beispielsweise die Wahltermine oder die Popularität – entscheidend beim Einsatz von Budgetdefiziten. Ein politökonomisches Modell wurde – aufbauend auf dem Ansatz der Interventionsanalyse und dem »Transfer-Function-Noise«-Ansatz – spezifiziert; dieses Modell verbindet eine univariate ARIMA-Modellierung der Budgetdefizite mit politökonomischen Variablen zu einem multivariaten Ansatz. Insbesondere die ideologische Ausrichtung des Bundesrates und die parteipolitische Übereinstimmung zwischen der Bundesregierung und dem Bundesrat gingen mit statistisch signifikanten Parameterschätzungen in dieses politökonomische Modell ein. Daneben erwiesen sich die Regierungspopularität und der Popularitätsüberschuß vor den Bundestagswahlen als politökonomische Variablen mit statistisch signifikanten Koeffizienten.

Allerdings sind beide »reinen« Ansätze ähnlich einseitig. Folglich wurde auch ein kombinierter Ansatz – bestehend aus wohlfahrtsökonomischen und politökonomischen Variablen – empirisch überprüft. Hierbei wurde für die wohlfahrtsökonomischen Variablen der »Transfer-Function-Noise«-Ansatz verwendet. Generell besitzen die wohlfahrtsökonomischen Variablen – gemessen an den Modellselektionskriterien – eine herausragende Bedeutung bei der Erklärung der Budgetdefizite. Allerdings verfügen weiterhin die zentralen politökonomischen Variablen – vor allem die Popularitätsvariablen – über statistisch signifikante Koeffizienten.

Die Evaluation einer ökonomischen Theorie kann an der Überprüfung der zugrundeliegenden Implikationen ansetzen; dies war Gegenstand der empirischen Analyse der »Cross-Equation«-Restriktionen des wohlfahrtsökonomischen »Tax-Smoothing«-Ansatzes. Eine andere Möglichkeit ist die Ermittlung der Erklärungs- und Prognosegüte eines Modelles. Hierzu wird der Korrelationskoeffizient zwischen den tatsächlich realisierten Budgetdefiziten  $s_t$  und den jeweiligen Modellschätzungen  $\hat{s}_t$  ermittelt. In der Tabelle E.55 sind in bezug auf die verschiedenen Modellansätze entsprechende Werte enthalten. (Generell wurden für jeden Modellansatz unterschiedliche Modelle angepaßt; die Tabelle E.55 beinhaltet jedoch nur die »besten« Werte für jeden Modellansatz.) Folgende Modelle wurden berücksichtigt:

- Das einfache ARIMA-Modell von Box und Jenkins (1970) bezieht sich auf die saisonal differenzierten Budgetdefizite »deficit« (siehe zur zugrundeliegenden Modellschätzung die Tabelle E.15).

- Beim Vektorautoregressiven Ansatz handelt es sich um ein VAR(15)-Modell bestehend aus den Variablen »deficit«, »lnAusBdI« sowie »lnProdN« (siehe hierzu die Angaben im Abschnitt E.II.2.d.aa sowie die Tabelle E.25).
- Beim reinen politökonomischen Ansatz wurde neben der Veränderung der Regierungspopularität »GovPop« die ideologische Ausrichtung des Bundesrates »IdeoRat« und die parteipolitische Übereinstimmung »Kongr« neben verzögerten Termen der saisonal differenzierten Budgetdefizite berücksichtigt (siehe die erste Schätzung der Tabelle E.47).
- Der wohlfahrtsökonomische »Transfer-Function-Noise«-Ansatz bezieht sich auf eine »Transfer-Function-Noise«-Modellierung der Budgetdefizite unter Berücksichtigung wohlfahrtsökonomischer Variablen. Bei dem Ansatz handelt es sich nochmals um eine rein ökonomische Erklärung der saisonal differenzierten Budgetdefizite »deficit« durch die ökonomischen Variable  $\nabla^1_{12}$  »lnAusBdI« und eigene verzögerte Terme der Budgetdefizite (siehe die zweite Schätzung in der Tabelle E.49).
- Der kombinierte »Transfer-Function-Noise«-Ansatz berücksichtigt sowohl wohlfahrtsökonomische als auch politökonomische Variablen als erklärende Variablen für die Budgetdefizite »deficit«. Neben den saisonal differenzierten staatlichen nicht-zinstragenden Ausgaben wurde die Veränderung der Regierungspopularität und die ideologische Ausrichtung des Bundesrates berücksichtigt (siehe die zweite Schätzung in der Tabelle E.53).

Prinzipiell sind diejenigen ökonomischen Theorien zu präferieren, die über eine im Vergleich zu anderen Ansätzen bessere Erklärungsgüte verfügen. Daneben kommt der »Out-of-Sample«-Prognosegüte ebenfalls zentrale Bedeutung zu. Diesem Evaluationskriterium liegt die Überlegung zugrunde, einen nicht im Rahmen der Schätzung zugrundeliegenden Untersuchungszeitraum zu erklären. Für eine diesbezügliche Analyse steht das Jahr 1994 als »Out-of-Sample«-Zeitraum zur Verfügung. In der Tabelle E.55 findet sich eine Spalte, die auf die »Out-of-Sample«-Prognosegüte der verschiedenen Modellansätze verweist. Allgemein kann der Tabelle E.55 entnommen werden, daß in Hinblick auf die Erklärungsgüte der kombinierte – aus wohlfahrtsökonomischen und politökonomischen Variablen bestehende – Ansatz zu präferieren ist. In Hinblick auf die »Out-of-Sample«-Prognosegüte wird dieses Modell lediglich vom univariaten ARIMA-Modell geschlagen. Generell kann somit der Schluß gezogen werden, daß eine modelltheoretische Berücksichtigung von wohlfahrtsökonomischen und politökonomischen Variablen gerechtfertigt ist.

Tabelle E.55

**Erklärungs- und Prognosegüte der verschiedenen  
positiven Ansätze**

|   | Erklärungsgüte<br>Sample-Fit | Prognosegüte<br>Out-of-Sample |
|---|------------------------------|-------------------------------|
| ARIMA-Modell  | 0,914                        | 0,897                         |
| Tax-Smoothing-Hypothese<br>(Vektorautoregressiver Ansatz) | 0,870                        | 0,849                         |
| Politökonomischer Ansatz                                  | 0,925                        | 0,885                         |
| Wohlfahrtsökonomischer<br>Transfer-Function-Noise Ansatz  | 0,964                        | 0,885                         |
| Kombinierter<br>Transfer-Function-Noise Ansatz            | 0,965                        | 0,886                         |

Im Rahmen der ökonometrischen Analyse der positiven Theorien der öffentlichen Verschuldung haben sich neben wohlfahrtsökonomischen Variablen – insbesondere die jährliche Wachstumsrate der staatlichen Ausgaben und des aggregierte Outputs – auch die Popularität der Regierung zum Wahltermin, die parteipolitische Ausrichtung der Bundesrates sowie die parteipolitische Übereinstimmung zwischen der Bundesregierung und dem Bundesrat als statistisch signifikant erwiesen. Dementsprechend können politökonomische Motive beim Einsatz von Budgetdefiziten nicht ausgeschlossen werden. Damit setzen die politischen Unternehmer die Budgetdefizite zur Erreichung ihrer eigenen Ziele ein. An dieser Stelle bleibt noch ungeklärt wie auf diesen Sachverhalt zu reagieren ist. Diese zentrale Fragestellung steht vielmehr im Mittelpunkt des nächsten, abschließenden Kapitels.





## F. Zusammenfassung und wirtschaftspolitische Schlußfolgerungen

Die aktuelle Entwicklung der öffentlichen Verschuldung in der Bundesrepublik Deutschland wird als bedrohlich für heutige und insbesondere für zukünftige Generationen angesehen, da hierdurch entsprechend dem Ansatz der intertemporalen Budgetbeschränkung eine Einengung des Handlungsspielraumes bewirkt wird [siehe beispielsweise Schlesinger et al. (1993), FAZ (1996) sowie Blankart (1994c)]. Es stellt sich die Frage, warum die mit dieser Entwicklung verbundenen Budgetdefizite realisiert worden sind. Hierzu ist zu bedenken, daß Haushaltsentscheidungen das Ergebnis eines Entscheidungsprozesses von politischen Entscheidungsträgern sind. Somit standen im Rahmen der vorliegenden Untersuchung die Motive der politischen Entscheidungsträger für die Verwendung des Instrumentes »Budgetdefizite« im Mittelpunkt des theoretischen wie empirischen Interesses.<sup>1</sup>

Abschnitt I faßt die Aussagen der positiven Theorien der öffentlichen Verschuldung zusammen. Hierbei handelt es sich um die wohlfahrtsökonomisch orientierten »Tax-Smoothing«-Ansätze sowie um politökonomische Ansätze. Im Mittelpunkt des Abschnittes II stehen die Ergebnisse der durchgeführten empirischen Analyse der positiven Theorien zu den Bestimmungsfaktoren der Budgetdefizite für die Bundesrepublik Deutschland. Der Abschnitt III konzentriert sich auf die hieraus resultierenden wirtschaftspolitischen Folgerungen.

---

<sup>1</sup> Im Rahmen dieser Arbeit werden lediglich die Aspekte der öffentlichen Verschuldung aus *positiver* Sicht behandelt. Für eine *Wirkungsanalyse* der Defizite im Sinne der Fragestellung, ob die öffentlichen Schulden »Net-Wealth« für eine Volkswirtschaft bedeuten sei auf Barro (1989a) sowie Haliassos und Tobin (1990) verwiesen. Analog zur eben geschilderten »Fiscal Policy« bleibt ebenfalls die Auswirkung der öffentlichen Verschuldung auf die Geldpolitik aus dieser Betrachtung ausgespart. Hierzu sei auf die Ausführungen von Cukierman (1992), Neumann (1981), King und Plosser (1985) sowie Dwyer (1982, 1985) hingewiesen. Im Rahmen der vorgenommenen empirischen Analyse wird unterstellt, daß die Geldpolitik wie Fiskalpolitik *nicht* für Stabilisierungsaufgaben zur Verfügung steht. Die Geldpolitik ist lediglich für die Geldversorgung zuständig. Ein Entscheidungsbedarf in der »Stabilitätsabteilung« im Sinne von Musgrave (1959) wird hier nicht angenommen.

## I. Positive Theorien der öffentlichen Verschuldung

Untersuchungsgegenstand des positiven Modellrahmens sind die wesentlichen Bestimmungsfaktoren für die Verwendung von Budgetdefiziten durch die politischen Entscheidungsträger. Damit ist die Nutzenfunktion der politischen Entscheidungsträger Gegenstand der theoretischen wie empirischen Analyse.

Im Rahmen der Betrachtung wurde unterstellt, daß die Individuen Erwartungen im Sinne der Theorie der *rationalen Erwartungen* bilden [vgl. Abschnitt B.I sowie Pesaran (1987)]. Dieser Ansatz geht davon aus, daß sich die Individuen nicht systematisch täuschen lassen. Dementsprechend sind die Individuen lernfähig. Sie verwenden die ihnen zur Verfügung stehenden Informationen effizient, so daß die subjektiven Erwartungen des Individuums den objektiven Erwartungen des Modelles entsprechen. Die rationalen Erwartungen sind allerdings nicht fehlerfrei, da aufgrund eines stochastischen Einflusses Abweichungen zwischen den Erwartungen und den tatsächlichen Realisationen möglich sind. Es existieren jedoch keine systematischen Erwartungsfehler.

Die politischen Entscheidungsträger sind darüber hinaus an die intertemporale Budgetbeschränkung gebunden, wonach der Gegenwartswert der staatlichen Steuereinnahmen dem Gegenwartswert der staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter und Transfers zuzüglich dem anfänglichen Bestand an Staatsschuldverschreibungen entspricht. (Bei den Kollektivgütern handelt es sich um alle öffentlich bereitgestellten Güter.) Ein Ponzi-Spiel – »... where all principal repayments and interest are forever 'rolled over', i.e. financed by issuing new debt« [O'Connell und Zeldes (1988, S. 431)] – ist demnach ausgeschlossen (siehe zur Beziehung zwischen Ponzi-Spiel und intertemporaler Budgetbeschränkung die Ausführungen im Kapitel B).

In bezug auf die zugrundeliegenden Nutzenfunktionen der *politischen Entscheidungsträger* sind zwei polare Ansätze zu betrachten:

1. Der wohlfahrtsökonomische Ansatz verwendet das technisch einfache Konstrukt eines *allwissenden, wohlwollenden Diktators*.<sup>2</sup> Der politische Entscheidungsträger ist dementsprechend in der wohlfahrtsökonomischen Modellwelt mit dem allwissenden, wohlwollenden Diktator identisch. Gemäß seiner Allwissenheit kennt dieser alle Handlungsalternativen und kennt wie berücksichtigt die Präferenzen aller ande-

---

<sup>2</sup> In der wohlfahrtsökonomischen Modellwelt wird öfters anstelle des allwissenden, wohlwollenden Diktators der soziale Planer verwendet. Der soziale Planer verbraucht im Gegensatz zum allwissenden Diktator keine Ressourcen.

ren Individuen bei der Maximierung der Gesamtwohlfahrt. Der allwissende, wohlwollende Diktator ist letztendlich perfekt altruistisch und agiert unter dem Rationalkalkül. Die wohlfahrtsökonomische Rechtfertigung optimaler Budgetdefizite durch den »Tax-Smoothing«-Ansatz geht davon aus, daß die politischen Entscheidungsträger die Haushaltsdefizite alleine zur intertemporalen Minimierung der Wohlfahrtsverluste verzerrender Steuern verwenden (vgl. Kapitel C). In Hinblick auf den wohlfahrtsökonomischen »Tax-Smoothing«-Ansatz lassen sich zwei Modellrahmen unterscheiden: Derjenige mit perfekten Erwartungen und der stochastische Ansatz auf der Basis rationaler Erwartungen.

- (a) Im Rahmen eines »Perfect-Foresight«-Modellrahmens – mit bekannten und gegebenen Pfaden der staatlichen Ausgaben und der Besteuerungsgrundlage, dem Output – dienen Budgetdefizite der kurzfristigen Finanzierung bei temporären Schwankungen der Besteuerungsbasis (dem Volkseinkommen) sowie bei temporär bedingten Variationen der staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter und Transfers [siehe Barro (1979; 1989a) sowie Abschnitt C.I.1.a]. In dieser Hinsicht impliziert der »Tax-Smoothing«-Ansatz keinen jährlichen Budgetausgleich, sondern einen langfristigen intertemporalen Budgetausgleich. Dieser beruht auf der Überlegung, daß zur intertemporalen Minimierung der Überschußbelastung verzerrender Steuern weniger die Steuersätze in jeder Periode variiert, sondern vielmehr diese konstant gehalten werden sollen. Bei *permanenten Veränderungen* der staatlichen Ausgaben und so weiter unterliegen dahingegen auch die Steuersätze einer Veränderung.
- (b) In einer unsicheren Modellwelt spielen die Erwartungen der Individuen eine herausragende Bedeutung. Der »Tax-Smoothing«-Ansatz berücksichtigt hierbei die Überlegungen des Ansatzes *rationaler Erwartungen* im Sinne von Muth (1961). Die Veränderungen der Steuersätze sind modelltheoretisch nicht länger prognostizierbar. Sie folgen vielmehr einem »Martingale«-Prozeß [siehe Barro (1981a) sowie Huang und Lin (1993)]. Die Realisierung von Defiziten setzt an den Erwartungsgrößen bezüglich der zukünftigen Veränderungen der staatlichen Ausgaben und der Besteuerungsbasis an. Gleichwohl bleibt die Erkenntnis des »Perfect-Foresight«-Modellrahmens erhalten, wonach (1) Defizite auf temporäre Veränderungen der staatlichen Ausgaben wie des aggregierten Outputs reagieren und (2) der optimale Steuersatz lediglich durch die permanenten Komponenten der beiden ökonomischen Variablen bestimmt ist.

Bei dieser wohlfahrtsökonomisch geprägten Sichtweise der Erklärung der Budgetdefizite steht im Mittelpunkt die Vorstellung, daß der *allwissende, wohlwollende Diktator* sich alleinig an den Präferenzen der Individuen orientiert – in dem Sinne, daß er eine Wohlfahrtsmaximierung anstrebt, die sich auf die Minimierung der Überschußbelastung verzerrender Steuern in intertemporaler Sicht bezieht. Der Wirkung von Budgetdefiziten auf der Basis des »Tax-Smoothing«-Ansatzes kommt alleinig dem privaten Individuum als Wohlfahrtssteigerung zugute. Aber bereits diese Sichtweise kann unter Hinzuziehen der Überlegungen von Kydland und Prescott (1977) zur *dynamischen Inkonsistenz optimaler Pläne* relativiert werden. Die Zeitinkonsistenz von Kydland und Prescott (1977) artikuliert sich in der Vorstellung, daß trotz der Existenz eines allwissenden, wohlwollenden Diktators die beste »ex-ante«-Politikmaßnahme für alle Zeit nicht die beste »ex-post«-Politikmaßnahme für einen gegebenen Zeitpunkt ist. Das Problem der Zeitinkonsistenz ist durch einen Konflikt zwischen Individuen begründet [vgl. Chari et al. (1989, S. 268–277)]. Aus dieser Sichtweise heraus, ist auch eine exzessive Verwendung der öffentlichen Kreditaufnahme nicht auszuschließen [vgl. Alesina und Tabellini (1992) und Abschnitt C.III].

2. Die politökonomische Sichtweise untersucht – analog zur ökonomischen Analyse des menschlichen Verhaltens in allen Lebenslagen von Becker (1993a) – die Entscheidungsfindung des politischen Entscheidungsträgers (siehe Kapitel D). Ansatzpunkt der »Public-Choice«-Sicht ist die dem ökonomischen Verhaltensmodell zugrundeliegende »as-if«-Annahme im Sinne von Friedman (1953a), daß die politischen Entscheidungsträger, welche die Haushaltsentscheidungen fällen, sich als rationale, den eigenen Nutzen maximierende Individuen verhalten. Die politischen Entscheidungsträger sind Individuen, deren Verhalten sich im politischen Bereich sich nicht von denjenigen im marktlichen Bereich unterscheidet. Sie sind dementsprechend als *politische Unternehmer* anzusehen. Darüber hinaus sind die Präferenzen der Individuen – seien sie politische Unternehmer, private Unternehmer oder Konsumenten – als gegeben und somit als nicht veränderbar unterstellt. Hingegen sehen sie sich veränderbaren Restriktionen gegenüber. Durch die gegebenen Präferenzen und die veränderbaren Restriktionen wird letztendlich der Set an Handlungsalternativen festgelegt. Hieraus wird entsprechend dem Rationalkalkül auf systematische Weise eine Alternative ausgewählt. Das individuelle Verhalten im Sinne egoistischer, rationaler Nutzenmaximierung ist daher von den vorhandenen Institutionen – sei es der marktliche oder der politische Institutionenbereich – unabhängig. Institutionen schaffen *nur* weitere bindende Restriktionen.

nen. Die beobachteten Budgetdefizite sind dann das Resultat des Verhaltens der politischen Unternehmer, das sich auf der Basis *gegebener Präferenzen* und *veränderbarer Restriktionen* sowie unter Beachtung des Rationalkalküls einstellt. Defizite werden von den politischen Unternehmern für die Durchsetzung eigener – *primär* ihnen selbst nutzenstiftender – Interessen verwendet. Diese Bestimmungsfaktoren sind als Ursachen zu betrachten, warum die politischen Unternehmer keine perfekten Agenten der Individuen des privaten Sektors – wie es der wohlfahrtsökonomische Ansatz unterstellt – sein werden.

Im Rahmen der theoretischen politökonomischen Betrachtung haben sich vor allem vier Bereiche als relevant zur Erklärung der Verwendung von Budgetdefiziten durch politische Unternehmer herausgestellt (vgl. Kapitel D):

- (a) Einen Einfluß auf das Verhalten der politischen Unternehmer übt die Ausgestaltung des politischen Systemes aus. Hier kommt den politökonomischen Variablen der *Machterhaltung* (aufgrund der Wahrscheinlichkeit der Abwahl durch die Mehrheit der Stimmbürger) sowie dem Grad der *Polarisierung* des parteipolitischen Spektrums (infolge von Meinungsverschiedenheiten in bezug auf ökonomische, soziale oder andere Angelegenheiten *aufeinanderfolgender* Regierungen) zentrale Bedeutung zu.
- (b) Daneben existiert das Problem von Meinungsverschiedenheiten *innerhalb* einer Koalitionsregierung, aber auch zwischen politischen Unternehmern verschiedener am ökonomischen Geschehen insgesamt beteiligter Institutionen (zum Beispiel Staatschef versus Präsident einer unabhängigen Zentralbank).
- (c) Zusätzlich kommt dem Budgetverfahren eine herausragende Rolle zu. Hierunter werden die Regeln verstanden »... according to which budgets are drafted by the government, amended and passed by the government, and implemented by the government...« [de Haan und Sturm (1994, S. 159)]. Die durch Regeln festgelegten Möglichkeiten zur staatlichen Kreditaufnahme stellen für die politischen Unternehmer eine herausragende Restriktion dar. Somit kann davon ausgegangen werden, das unterschiedliche Regeln auch unterschiedliche Ergebnisse in bezug auf das Ausmaß der Verwendung von Budgetdefiziten implizieren.
- (d) *Ideologische* Unterschiede zwischen den Parteien haben auch einen Einfluß auf das Ausmaß der Verwendung von Budgetdefiziten. So wird linken Parteien ein stärkerer Hang zu einem höheren Anteil des staatlichen Sektors am Volkseinkommen zugeschrieben, »... and [they] are perhaps even more willing to accept rising govern-

ment budget deficits than do right-wing governments« [de Haan und Sturm (1994, S. 159)].

Die aufgeführten politökonomischen Erklärungsansätze verdeutlichen, daß sich das Verhalten der politischen Unternehmer durch die vorhandenen Restriktionen sowie die zugrundeliegenden Präferenzen erklären läßt. Letztendlich streben die politischen Unternehmer auch nur nach Maximierung ihres eigenen Nutzens.

In der ökonomischen Theorie existieren grundsätzlich verschiedene Erklärungsansätze zur Bestimmung der Budgetdefizite. Diese unterscheiden sich in bezug auf die zugrundeliegende Nutzenfunktion. Es kann nur empirisch geklärt werden, welche Repräsentation des politischen Entscheidungsträgers die Realität befriedigend abbildet.

## **II. Ergebnisse der empirischen Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland**

Der empirische Teil konzentriert sich auf die Überprüfung der beiden alternativen Theorien der positiven Erklärung der öffentlichen Verschuldung sowie einer Kombination der beiden Ansätze. Grundlage der theoretischen Ansätze ist die unterstellte Gültigkeit der intertemporalen Budgetbeschränkung sowie die Verwendung des Ansatzes rationaler Erwartungen. Im Rahmen der ökonometrischen Analyse wurden (aufgrund der Erfordernisse der theoretischen Ansätze) Verfahren der Zeitreihenanalyse verwendet, bei denen die notwendigen Anforderungen in Hinblick auf die Berücksichtigung der rationalen Erwartungsbildung gewährleistet sind.

Die – im vorangegangenen Kapitel E – durchgeführte ökonometrische Analyse für die Bestimmungsfaktoren der realisierten, monatlichen Budgetdefizite<sup>3</sup> des Bundeshaushaltes der Bundesrepublik Deutschland für den Zeitraum von Januar 1967 bis Dezember 1994 hat analog zu den positiven Theorien der öffentlichen Verschuldung bei den damit verbundenen unterschiedlichen Zielfunktionen der politischen Entscheidungsträger angesetzt. Demnach sind zwei grundlegende Ansätze sowie eine Kombination der polaren Fälle zu betrachten und empirisch zu überprüfen:

---

<sup>3</sup> Im Rahmen der ökonometrischen Analyse des wohlfahrtsökonomischen Ansatzes wurde eine Definition der Budgetdefizite verwendet, die sich an den Überlegungen von Huang und Lin (1993) orientiert (siehe die diesbezüglichen Ausführungen im Abschnitt E.II.1). Diese Definition ist technischer Natur und durch den zugrundeliegenden Modellrahmen der »Tax-Smoothing«-Hypothese bedingt.

1. Die empirische Analyse des wohlfahrtsökonomisch orientierten »Tax-Smoothing«-Ansatz für die Bundesrepublik Deutschland setzte beim ökonometrischen Ansatz von Huang und Lin (1993) an, der auf einer stochastischen Modellwelt im Sinne des Ansatzes von Hansen und Sargent (1991b) basiert. Zentrale Elemente sind die intertemporale Funktion der Wohlfahrtsverluste verzerrender Steuern, die intertemporale Budgetbeschränkung sowie die »Martingale«-Eigenschaft der Steuersätze, die sich in der Nichtprognostizierbarkeit der Steuersätze artikuliert. Im Rahmen dieser ökonometrischen Untersuchung der Budgetdefizite (»deficit«) stehen alleine wohlfahrtsökonomisch fundierte Variablen im Mittelpunkt des Interesses. An ihnen orientieren sich die *allwissenden, wohlwollenden Diktatoren* hinsichtlich der Verwendung von Defiziten. Endogene erklärende Variablen für die Haushaltsdefizite sind die staatlichen Ausgaben (»lnAusBd«) sowie der aggregierte Output der betrachteten Volkswirtschaft (»lnProdN«). Aus dem theoretischen Modell von Huang und Lin (1993) folgt, daß die Budgetdefizite durch die erwarteten zukünftigen, abdiskontierten Wachstumsraten der staatlichen Ausgaben und des aggregierten Outputs determiniert sind.

Umfangreiche Analysen der verwendeten Zeitreihen – beispielsweise in bezug auf die Stationaritätseigenschaft der Zeitreihen, die Modellierung der stochastischen Prozesse unter Berücksichtigung des ARIMA-Ansatzes von Box und Jenkins (1970) sowie die Überprüfung der Ko-integrationsbeziehung zwischen den ökonomischen Zeitreihen – wurden angestellt (siehe Kapitel E). Für die ökonometrische Überprüfung des wohlfahrtsökonomischen »Tax-Smoothing«-Ansatzes optimaler Budgetdefizite wurde an den Überlegungen von Huang und Lin (1993) angesetzt, wonach die heutige Realisation der Budgetdefizite lediglich durch die vergangenen Budgetdefizite zum Lag eins sowie durch die aktuellen Realisationen der Veränderung der staatlichen Ausgaben und des aggregierten Outputs prognostiziert werden können. Demgegenüber dürfen auf der Grundlage der, dem Ansatz zugrundeliegenden und unter Verwendung eines Vektorautoregressiven Modellrahmens abgeleiteten, »Cross-Equation«-Restriktionen vergangene Realisationen der genannten ökonomischen Variablen über keinen Erklärungsbeitrag verfügen [vgl. hierzu analog Hall (1978) zur »Permanent-Income«-Hypothese sowie die ökonometrische Umsetzung von Campbell (1987)].

Die für die Bundesrepublik Deutschland vorgenommene empirische Untersuchung unter Verwendung des Vektorautoregressiven Ansatzes gelangt zum Ergebnis, daß die auf der Basis des theoretischen Ansatzes abgeleiteten »Cross-Equation«-Restriktionen nicht bestätigt werden können. Damit muß auf der Grundlage des verwendeten Daten-



satzes die Modellfigur des *allwissenden, wohlwollenden Diktators* abgelehnt werden.

2. Die ökonometrische Umsetzung des »Public-Choice«-Ansatzes *politischer Unternehmer* zur Erklärung der Budgetdefizite in der Interpretation von Huang und Lin (1993) berücksichtigte eine Vielzahl von politökonomischen Variablen. Es handelt sich hierbei unter anderem um die Wahltermine zum Bundestag (»WahlBund«) wie zu den Landtagen (»WahlLand«), aber auch um die ideologische Ausrichtung der Bundesregierung (»IdeoBund«) und des Bundesrates (»IdeoRat«) sowie die Übereinstimmung der politischen Ausrichtung der Bundesregierung und des Bundesrates (»Kongr«). Darüber hinaus ist die Popularität der Regierung(sparteien) (»GovPop«) von besonderer Bedeutung für die politökonomische Ergründung der Haushaltsdefizite. Im Rahmen der ökonometrischen Analyse wurde auch der Popularitätsüberschuß (»PopDiff«) verwendet und der Einfluß dieser Variable unter Berücksichtigung der Wahltermine sowohl zum Deutschen Bundestag (»PDF05BT2«) als auch zu den Landtagen empirisch überprüft.

In einem ersten Schritt wurden die Budgetdefizite (»deficit«) sowie deren Wachstumsrate ( $\nabla^1_{12}$  »deficit«) unter Zuhilfenahme des univariaten ARMA-Ansatzes von Box und Jenkins (1970) sowie politökonomischer Variablen analysiert. Die multiple Zeitreihenanalyse beruht auf dem Ansatz der Interventionsanalyse für deterministische Variable und dem »Transfer-Function-Noise«-Ansatz bei stochastischen Inputvariablen. Die Schätzung multivariater politökonomischer Modelle – unter Berücksichtigung der oben genannten politökonomischen Variablen – führte zum Ergebnis, daß von den aufgeführten politökonomischen Variablen nur eine begrenzte Anzahl statistisch signifikante Parameter aufweist. Hierbei handelt es sich um die Popularitätsvariablen ( $\nabla^1$  »GovPop«,  $\nabla^1$  »PopDiff« sowie »PDF05BT2«), die ideologische Ausrichtung des Bundesrates (»IdeoRat«) sowie um die parteipolitische Übereinstimmung zwischen der Bundesregierung und dem Bundesrat (»Kongr«). Die geschätzten Parameterwerte sind dahingehend zu interpretieren, daß bei einer sozialdemokratischen Ausrichtung des Bundesrates die Wachstumsrate der Budgetdefizite reduziert wird. Demgegenüber nehmen sowohl die Budgetdefizite als auch deren Wachstumsrate bei parteipolitischer Übereinstimmung der Bundesregierung und des Bundesrates zu. Die Berücksichtigung der Veränderung der Popularität der Regierung(sparteien) über den gesamten Untersuchungszeitraum ergab geschätzte Koeffizienten, die dahingehend zu interpretieren sind, daß eine erhöhte Zunahme eine Steigerung der Budgetdefizite als auch der Wachstumsrate der Budgetdefizite bewirkt. Eine Zunahme des mit den Wahlterminen zum Deutschen Bundestag

gewichteten Popularitätsüberschusses (»PDf05BT2«) resultierte in einer Abnahme sowohl der Budgetdefizite als auch der Wachstumsrate der Budgetdefizite.

Letztendlich haben politökonomische Variablen einen Einfluß auf die Budgetdefizite (»deficit«) wie auf die Wachstumsrate der Budgetdefizite ( $\nabla_{12}^1$  »deficit«). Die politischen Unternehmer legen also politökonomische Überlegungen bei der Entscheidung über den Zeitpunkt und die Höhe der Budgetdefizite zugrunde. Das verwendete politökonomische Modell vernachlässigt allerdings vollkommen den Einfluß der wohlfahrtsökonomischen Variablen. Prinzipiell ist aber zu erwarten, daß sowohl wohlfahrtsökonomische als auch politökonomische Variablen über einen Beitrag zur Erklärung der Budgetdefizite wie der Wachstumsrate verfügen.

3. Das kombinierte Modell berücksichtigt sowohl wohlfahrts- als auch politökonomische Motive der politischen Unternehmer bei der Erklärung der Budgetdefizite. Aufbauend auf dem wohlfahrtsökonomischen Ansatz ergänzt die politökonomische Sicht die Determination der Budgetdefizite durch weitere erklärende Variablen, die sich an den eigennützigen Zielen der politischen Unternehmer orientieren. Neben die wohlfahrtsökonomischen Variablen des »Tax-Smoothing«-Ansatzes treten zusätzlich noch politökonomische Variablen.

Dem »Grundsatz der Sparsamkeit« folgend, wurde zunächst ein wohlfahrtsökonomisches Modell unter Verwendung der saisonal differenzierten staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter und Transfers ( $\nabla_{12}^1$  »lnAusBd«) und des saisonal differenzierten aggregierten Outputs ( $\nabla_{12}^1$  »lnProdN«) angepaßt: Beide Variablen gehen mit statistisch signifikanten Parameterwerten in die Schätzung des Modelles ein. Eine erhöhte Wachstumsrate des aggregierten Outputs reduziert die Budgetdefizite beziehungsweise die Wachstumsrate, während eine erhöhte Wachstumsrate der staatlichen Ausgaben zum Lag null einen erhöhenden und zum Lag zwölf einen senkenden Effekt ausübt. Insgesamt nehmen die Budgetdefizite sowie die Wachstumsrate durch eine erhöhte Wachstumsrate der staatlichen Ausgaben zu. Die Einbeziehung von politökonomischen Variablen – hierbei handelt es sich um die Popularitätsvariablen  $\nabla^1$  »GovPop« und »PDf05BT2«, die ideologische Ausrichtung des Bundesrates »IdeoRat« und die parteipolitische Übereinstimmung »Kongr« – resultiert in statistisch signifikanten Koeffizienten. Die Parameterwerte dieser politökonomischen Variablen entsprechen nahezu denjenigen der reinen politökonomischen Analyse. Dementsprechend kann der Schluß gezogen werden, daß sowohl altruistisch wohlfahrtsökonomischen als auch egoistisch politökonomischen Motiven beim Einsatz von Budgetdefiziten eine Rolle zukommt.

Die ökonometrische Analyse der realisierten Budgetdefizite in der Bundesrepublik Deutschland für den Bund und den untersuchten Zeitraum von 1969 bis 1993 (auf der Basis von Monatsdaten) unter Verwendung alternativer theoretischer Ansätze läßt den Schluß zu, daß die politischen Entscheidungsträger beim Einsatz von Budgetdefiziten politökonomische Motive zugrundelegen. Sie sind also nicht *allwissende, wohlwollende Diktatoren*, sondern *politische Unternehmer*. Welche Konsequenzen ergeben sich aus dieser Feststellung?

### III. Wirtschaftspolitische und konstitutionelle Schlußfolgerungen aus politökonomischer Sicht

Sollte sich die empirisch belegte Dynamik in der öffentlichen Verschuldung fortsetzen, ist zu erwarten, daß in naher Zukunft Anpassungsmaßnahmen getroffen werden müssen, die sich auf eine Senkung der staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter und Transfers oder die Erhöhung der Steuersätze zwecks Gewinnung zusätzlicher Einnahmen bezieht. Diese Maßnahmen treffen in ihrer vollen Wirkung die zukünftigen Generationen – sofern die staatlichen Ausgaben sinken.<sup>4</sup>

Dieser Zustand der Berücksichtigung politökonomischer Motive ist aufgrund der damit verbundenen wohlfahrtsökonomischen Effekte nicht sozial effizient. Es müssen Maßnahmen ergriffen werden, die dieses verhindern. Ansatzpunkte stellt das zugrundeliegende ökonomische Verhaltensmodell zur Verfügung. Eine Änderung der Präferenzen der politischen Unternehmer ist kein erfolgversprechendes Unterfangen. Kernstück der ökonomischen Methodik ist die Betonung der Relevanz von Restriktionen (bindenden Rahmenbedingungen) für die Erklärung des menschlichen Verhaltens. Einzig die beobachtbaren, veränderbaren Restriktionen sind daher zur Beeinflussung des menschlichen Verhaltens brauchbar [siehe Brennan und Buchanan (1985, S. 15)].<sup>5</sup>

---

<sup>4</sup> Bohn (1991a) gelangt im Rahmen seiner empirischen Analyse zum Ergebnis, daß zur Einhaltung der intertemporalen Budgetbeschränkung neben Steuererhöhungen *auch* die staatlichen Ausgaben für Kollektivgüter gesenkt wurden. Aus der Sicht der Vertreter der »New-Classical-Economics« sind mit Variationen der staatlichen Ausgaben auch Auswirkungen für die zukünftigen Generationen verbunden [siehe Barro (1989a)]. Variationen der Steuereinnahmen haben keinen Effekt, da hier die Überlegungen der Ricardianischen Äquivalenz greifen.

<sup>5</sup> Reformen bedürfen immer einer demokratischen Legitimierung [siehe Brennan und Buchanan (1985, S. 134/135)]. Generell stellt die Umsetzung jeder Reform ein Problem dar [siehe Brennan und Buchanan (1985, S. 134–150) in bezug auf potentielle Hindernisse]. Denn die betroffenen Individuen sind prinzipiell nicht unvoreingenommen. Allenfalls hinter dem Schleier der Ungewißheit des Urzustandes von Rawls (1971) sind gravieren-

Die Ergebnisse der durchgeführten empirischen Analyse der Erklärung der Budgetdefizite für die Bundesrepublik Deutschland lassen den Schluß zu, daß die politischen Unternehmer regelmäßig vor den Wahlen die Budgetdefizite einsetzen. Hieraus kann aber nicht geschlossen werden, daß die Wahlen nicht sinnvoll sind. Der Wahltermin ermöglicht erst den Wettbewerb zwischen den Parteien, während zwischen diesen Terminen die Regierung(spartei) über ein temporäres Monopol verfügt. Wahlen sichern somit auf eine bestimmte Art und Weise die Kontrolle der Regierung durch die Wähler und die konkurrierenden Parteien.<sup>6</sup>

Problematisch sind nicht per se die Wahlen, sondern allgemein der den politischen Unternehmern zugebilligte Handlungsspielraum bei der Nutzung des wirtschaftspolitischen Instrumentariums. Offenbar besitzt die Einschränkung der öffentlichen Kreditaufnahme in der Bundesrepublik Deutschland durch den Artikel 115 des Grundgesetzes keine umfassende Bindung für die politischen Unternehmer – in dem Sinne, daß hierdurch die Verwendung des wirtschaftspolitischen Instrumentariums zum Zwecke der Optimierung des eigenen Nutzens verhindert wird. Das Wegfallen dieser »Bindung« ändert nicht das Optimierungsergebnis des politischen Unternehmers. Die Verfassung überläßt folglich den politischen Unternehmern einen ineffizienten diskretionären Handlungsspielraum.<sup>7</sup> Durch ihn stellen

---

de Reformmaßnahmen möglich [siehe auch Kirchgässner (1988, 1994) sowie Buchanan (1994)]

<sup>6</sup> Alesina (1989, S. 85) unterstreicht die Schlußfolgerung der politökonomischen Ansätze zum politischen Konjunkturzyklus, wonach Wahlen mit Kosten für die Volkswirtschaft verbunden sind. Jedoch sind auch die ökonomische Vorteile zu bedenken. Zunächst läßt sich das Effizienzkriterium anführen, wonach Wahlen erst einen kompetenten von einem inkompetenten politischen Unternehmer unterscheiden hilft: Regelmäßige Wahlen in kurzen Abständen erzeugen zwar suboptimale Wahlzyklen, vermeiden aber lange Amtszeiten eines inkompetenten politischen Unternehmers [siehe die Ansätze von Rogoff (1990) sowie Rogoff und Sibert (1988)]. Daneben führt Alesina (1989, S. 85) an, daß Wahlen in einer Welt ideologischer Parteien auch Signalfunktion bezüglich sozialer Präferenzen haben. Eng mit dieser Sicht verbunden ist die politische Verhandlungsstärke (beispielsweise innerhalb von Koalitionsregierungen), die sich durch Wahlergebnisse verändert und so die von der Regierung durchgeführten Politikmaßnahmen beeinflussen kann; letztere Überlegung bezieht sich insbesondere auf eine Koalitionsregierung.

<sup>7</sup> Zwar beschränkt Artikel 115 GG die Aufnahme von Krediten, indem die Höhe der Investitionen als Obergrenze angeführt werden (siehe die Ausführungen im Kapitel E). Jedoch eröffnet die Berücksichtigung des gesamtwirtschaftlichen Gleichgewichtes eine Umgehung; dieser unbestimmte Verfassungsbegriff wird durch die vier wirtschaftspolitischen Teilzeile des Stabilitätsgesetzes nur ungenügend definiert. Insbesondere die strukturell bedingte Arbeitslosigkeit kann – aus der Sicht des Grundgesetzes wie des Stabilitätsgesetzes – als Störung des gesamtwirtschaftlichen Gleichgewichtes angesehen werden und folglich als Begründung für den Einsatz von Budgetdefiziten seitens der politischen Unternehmer herangezogen werden [vgl. GBD (1995, S. 26/27)]. Auf theoretischer und empirischer Ebene ist hinreichend bekannt, welche gravierenden Fehlallo-

sich erst die aktuellen Probleme in Hinblick auf die öffentliche Verschuldung ein, gerade wenn sich die Individuen *rational* verhalten und eine in die Zukunft gerichtete Erwartungsbildung haben. Dies impliziert Abweichungen von der Defizitverwendung im Sinne der »Tax-Smoothing«-Hypothese. Budgetdefizite dienen nicht mehr alleine der Minimierung der Überschuldbelastung verzerrender Steuern, sondern auch politisch motivierten Zielen – Sicherung der Wiederwahl sowie Fortschreibung ideologischer Ziele über die eigene Legislaturperiode – der politischen Unternehmer.

Die Existenz eines diskretionären Handlungsrahmens beruht auf der weitverbreiteten Vorstellung der Allmacht und Allwissenheit des staatlichen Sektors wie der quantitativen Wirtschaftstheorie normativer Ausprägung. In den Händen der Repräsentation eines *allwissenden, wohlwollenden Diktators* im staatlichen Sektor muß die damit verbundene Flexibilität zwangsläufig die Gesamtwohlfahrt maximieren. Diese Sichtweise ist zählbig, aber sowohl theoretisch als auch empirisch nicht haltbar. Weder verfügen die *politischen Unternehmer* über die notwendige Allwissenheit, um das wirtschaftspolitische Instrumentarium effizient zu nutzen, noch sind sie wohlwollend [siehe hierzu Keech (1995)]. Sie vermögen damit keine perfekten Agenten der Prinzipale Stimmbürger zu sein.

Es ist an der Zeit, den diskretionären Spielraum – über den die politischen Unternehmer verfügen und den sie zwangsläufig zur Durchsetzung eigener Ziele nutzen – durch *bindende Regeln* zu ersetzen. Folglich ist die aktuelle diskretionäre Ausgestaltung der öffentlichen Kreditaufnahme gründlich zu überdenken und durch ein *Regelwerk* zu ersetzen, das den egoistischen politökonomischen Motiven der politischen Unternehmer erst gar keinen Aktionsraum einräumt und ihn durch geeignete Sanktionsmechanismen veranlaßt, sozial effizient zu agieren. In diesem Zusammenhang sind diejenigen konstitutionellen Regeln zu präferieren, die demokratisch legitimiert sind und darüber hinaus mit recht wenig a priori Kenntnissen verbunden sind.

Eine Reform der Rahmenbedingungen, unter denen die politischen Unternehmer agieren, sollte sich jedoch nicht nur auf die staatliche Kreditaufnahme beziehen [siehe vertiefend Brennan und Buchanan (1980), Follers (1983) sowie Blankart (1994a, S. 161–167 und 553–546)]. Vielmehr ist generell der wirtschafts- und finanz- sowie geldpolitische Handlungsspielraum der politischen Unternehmer mittels konstitutioneller Regelungen zu beschränken, der fiskalische Förderalismus zu intensivieren und die Beteiligung der Wähler zu verstärken. Ansonsten besteht die Gefahr der Um-

---

kationen mit dem diskretionären Einsatz konjunkturpolitischer Instrumente verbunden sind.

gehung der Regelungen für die staatliche Kreditaufnahme. Denn die politischen Unternehmer verhalten sich nach einer zusätzlichen Beschränkung nicht weniger egoistisch und nutzenmaximierend wie die Teilnehmer am Tauschprozeß des Marktes. Gegenstand der weiteren ökonomischen Forschung muß daher die mikroökonomisch fundierte Ableitung von sozial effizienten Regeln sein. Die politischen Unternehmer müssen durch diese einfachen Regeln derart restringiert werden, daß sie als perfekte Agenten der Stimmbürger agieren – analog wie dies die privaten Unternehmer für die Prinzipale »private Konsumenten« auf dem Markt unter den bindenden Restriktionen der vollständigen Konkurrenz zu tun gezwungen sind.





## Literaturverzeichnis

- Abel, Andrew B. / Mankiw, N. Gregory / Summers, Lawrence H. / Zeckhauser, Richard J.* (1989). Assessing Dynamic Efficiency: Theory and Evidence. *Review of Economic Studies* 56, S. 1–20.
- Aiyagari, S. Rao* (1989). How Should Taxes Be Set? *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Winter 1989, S. 22–32.
- Akaike, H.* (1974). A New Look at the Statistical Model Identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, AC-19, S. 716–723.
- Alesina, Alberto* (1987). Macroeconomic Policy in a Two-Party System as a Repeated Game. *Quarterly Journal of Economics* 102, S. 651–678.
- (1988a). Macroeconomics and Politics. In: Stanley Fischer, Hrsg., *NBER Macroeconomics Annual 1988*, S. 13–52. Cambridge und London (MIT Press).
- (1988b). Credibility and Policy Convergence in a Two-Party System with Rational Voters. *American Economic Review* 78, S. 796–806.
- (1988c). The End of Large Budget Deficits. In: Francesco Giavazzi / Luigi Spaventa, Hrsg., *High Public Debt: The Italian Experience*, S. 34–79. Cambridge u. a. O. (Cambridge University Press).
- (1989). Politics and Business Cycles in Industrial Democracies. *Economic Policy* 8, S. 54–87.
- Alesina, Alberto / Cohen, Gerald D. / Roubini, Nouriel* (1993). Electoral Business Cycles in Industrial Democracies. *European Journal of Political Economy* 9, S. 1–23.
- Alesina, Alberto / Cukierman, Alex* (1990). The Politics of Ambiguity. *Quarterly Journal of Economics* 105, S. 829–850.
- Alesina, Alberto / Drazen, Allan* (1991). Why are Stabilizations Delayed? *American Economic Review* 81, S. 1170–1188.
- Alesina, Alberto / Perotti, Roberto* (1995). The Political Economy of Budget Deficits. *IMF Staff Papers* 42, S. 1–31.
- Alesina, Alberto / Rosenthal, Howard* (1995). Partisan Politics, Divided Government and the Economy. Cambridge u. a. O. (Cambridge University Press).
- Alesina, Alberto / Roubini, Nouriel* (1992). Political Cycles in OECD Economies. *Review of Economic Studies* 59, S. 663–688.
- Alesina, Alberto / Sachs, Jeffrey D.* (1988). Political Parties and the Business Cycle in the United States, 1948–1984. *Journal of Money, Credit and Banking* 20, S. 63–82.
- Alesina, Alberto / Spear, Stephen E.* (1988). An Overlapping Generations Model of Electoral Competition. *Journal of Public Economics* 37, S. 359–379.

- Alesina, Alberto / Tabellini, Guido* (1988). Credibility and Politics. *European Economic Review* 32, S. 542–550.
- (1989). External Debt, Capital Flights and Political Risks. *Journal of International Economics* 27, S. 199–220.
- (1990). A Positive Theory of Fiscal Deficits and Government Debt. *Review of Economic Studies* 57, S. 403–414.
- (1992). Positive and Normative Theories of Public Debt and Inflation in Historical Perspective. *European Economic Review* 36, S. 337–344.
- Allais, Maurice* (1947). *Economie et intérêt*. Paris (Imprimerie Nationale).
- Altig, David / Davis, Steve J.* (1989). Government Debt, Redistributive Fiscal Policies, and the Interaction between Borrowing Constraints and Intergenerational Altruism. *Journal of Monetary Economics* 24, S. 3–29.
- Andel, Norbert* (1990). *Finanzwissenschaft*, 2. Auflage. Tübingen (Mohr-Siebeck).
- Aranson, Peter H.* (1983). Public Deficits in Normative Economics and Positive Political Theory. In: Laurence H. Meyer, Hrsg., *The Economic Consequences of Government Deficits*, S. 157–182. Boston u. a. O. (Kluwer-Nijhoff).
- Arrow, Kenneth J. / Debreu, Gerard* (1954). Existence of Equilibrium for a Competitive Economy. *Econometrica* 22, S. 265–290.
- Aschauer, David A.* (1988a). The Equilibrium Approach to Fiscal Policy. *Journal of Money, Credit, and Banking* 20, S. 41–62.
- (1988b). Tax Rates, Deficits, and Intertemporal Efficiency. *Public Finance Quarterly* 16, S. 374–384.
- (1990). Finite Horizons, Intertemporal Substitution, and Fiscal Policy. *Public Finance Quarterly* 18, S. 77–91.
- Atkinson, Anthony B. / Sandmo, Agnar* (1980). Welfare Implications of the Taxation of Savings. *Economic Journal* 90, S. 529–549.
- Atkinson, Anthony B. / Stiglitz, Joseph E.* (1980). *Lectures on Public Economics*. New York u. a. O. (McGraw-Hill).
- Auerbach, Alan J.* (1985). The Theory of Excess Burden and Optimal Taxation. In: Alan J. Auerbach / Martin S. Feldstein, Hrsg., *Handbook of Public Economics*, Volume 1, Chapter 2, S. 61–127. Amsterdam u. a. O. (North-Holland).
- Auerbach, Alan J. / Gokhale, Jagadeesh / Kotlikoff, Laurence J.* (1994). Generational Accounting: A Meaningful Way to Evaluate Fiscal Policy? *Journal of Economic Perspectives* 8, Nr. 1, S. 73–93.
- Axelrod, Robert* (1984). *The Evolution of Cooperation*. New York (Basic Books).
- Azariadis, Costas* (1981). Self-Fulfilling Prophecies. *Journal of Economic Theory* 25, S. 380–396.
- Azariadis, Costas / Reichlin, Pietro* (1996). Increasing Returns and Crowding Out. *Journal of Economic Dynamics and Control* 20, S. 847–877.
- Baber, William R. / Sen, Pradyot K.* (1986). The Political Process and the Use of Debt Financing by State Governments. *Public Choice* 48, S. 201–215.

- Bach, Stefan* (1993). Institutionelle Beschränkungen der Staatsverschuldung vor dem Hintergrund der Auseinandersetzungen um das »Balanced Budget Amendment« in den USA, der Maastrichter Verträge und der Rechtsprechung des Bundesverfassungsgerichts. *Konjunkturpolitik* 39, S. 1–27.
- Bailey, Martin J.* (1956). The Welfare Cost of Inflationary Finance. *Journal of Political Economy* 64, S. 93–110.
- Barro, Robert J.* (1974). Are Government Bonds Net Wealth? *Journal of Political Economy* 82, S. 1095–1117.
- (1976). Reply to Feldstein and Buchanan. *Journal of Political Economy* 84, S. 343–349.
- (1977). Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States. *American Economic Review* 67, S. 101–115.
- (1978a). Unanticipated Money, Output, and the Price Level in the United States. *Journal of Political Economy* 86, S. 549–580.
- (1978b). Comment from an Unreconstructed Ricardian. *Journal of Monetary Economics* 4, S. 569–581.
- (1979). On the Determination of the Public Debt. *Journal of Political Economy* 87, S. 940–971.
- (1980). Federal Deficit Policy and the Effects of Public Debt Shocks. *Journal of Money, Credit, and Banking* 12, S. 747–762.
- (1981a/1990). On the Predictability of Tax Rate Changes. Manuskript, Februar 1981, University of Rochester. Enthalten in und zitiert nach: Robert J. Barro, Hrsg., *Macroeconomic Policy*, S. 268–297. Cambridge und London (Harvard University Press).
- (1981b). Output Effects of Government Purchases. *Journal of Political Economy* 89, S. 1086–1121.
- (1983). Inflationary Finance under Discretion and Rules. *Canadian Journal of Economics* 16, S. 1–25.
- (1986a). The Behavior of United States Deficits. In: Robert J. Gordon, Hrsg., *The American Business Cycle. Continuity and Change*, S. 361–394. Chicago und London (University of Chicago Press).
- (1986b). U.S. Deficits since World War I. *Scandinavian Journal of Economics* 88, S. 195–220.
- (1987). Government Spending, Interest Rate, Prices, and Budget Deficits in the United Kingdom, 1701–1918. *Journal of Monetary Economics* 20, S. 221–247.
- (1989a). The Neoclassical Approach to Fiscal Policy. In: Robert J. Barro, Hrsg., *Modern Business Cycle Theory*, S. 178–235. Oxford (Basil Blackwell).
- (1989b). The Ricardian Approach to Budget Deficits. *Journal of Economic Perspectives* 3, Nr. 2, S. 37–54.
- (1989c). Introduction. In: Robert J. Barro, Hrsg., *Modern Business Cycle Theory*, S. 1–15. Oxford (Basil Blackwell).
- (1989d). Interest-Rate Targeting. *Journal of Monetary Economics* 23, S. 3–30.
- Hrsg. (1989e). *Modern Business Cycle Theory*. Oxford (Basil Blackwell).

- (1990a). *Macroeconomics*, 3. Auflage. New York u. a. O. (Wiley).
- Hrsg. (1990b). *Macroeconomic Policy*. Cambridge und London (Harvard University Press).
- (1990c). Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth. *Journal of Political Economy* 98, S. S103–S125.
- Barro, Robert J. / Fischer, Stanley* (1976). Recent Developments in Monetary Theory. *Journal of Monetary Economics* 2, S. 133–167.
- Barro, Robert J. / Friedman, James W.* (1977). On Uncertain Lifetimes. *Journal of Political Economy* 85, S. 843–849.
- Barro, Robert J. / Sala-i-Martin, Xavier* (1995). *Economic Growth*. New York u. a. O. (McGraw-Hill).
- Baxter, Marianne / King, Robert G.* (1993). Fiscal Policy in General Equilibrium. *American Economic Review* 83, S. 315–334.
- Beaulieu, J. Joseph / Miron, Jeffrey A.* (1993). Seasonal Unit Roots in Aggregate U.S. Data. *Journal of Econometrics* 55, S. 305–328.
- Becker, Gary S.* (1974). A Theory of Social Interactions. *Journal of Political Economy* 82, S. 1063–1094.
- (1981). Altruism in the Family and Selfishness in the Market Place. *Economica* 48, S. 1–15.
- Hrsg. (1993a). *Der ökonomische Ansatz zur Erklärung menschlichen Verhaltens*, 2. Auflage. Tübingen (Mohr-Siebeck).
- Hrsg. (1993b). *A Treatise on the Family*, erweiterte Auflage. Cambridge und London (Harvard University Press).
- (1993c). Altruism in the Family. In: Gary S. Becker, Hrsg., *A Treatise on the Family*, erweiterte Auflage, S. 277–306. Cambridge und London (Harvard University Press).
- Becker, Gary S. / Barro, Robert J.* (1988). A Reformulation of the Economic Theory of Fertility. *Quarterly Journal of Economics* 103, S. 1–25.
- Berg, Andrew / Sachs, Jeffrey* (1988). *The Debt Crisis: Structural Explanations of Country Performance*. National Bureau of Economic Research, Working Paper Nr. 2607, Cambridge, MA.
- Bernheim, B. Douglas* (1987). Ricardian Equivalence: An Evaluation of Theory and Evidence. In: Stanley Fischer, Hrsg., *NBER Macroeconomic Annual 1987*, S. 263–304. Cambridge und London (MIT Press).
- Bernheim, B. Douglas / Bagwell, Kyle* (1988). Is Everything Neutral? *Journal of Political Economy* 96, S. 308–338.
- Bernheim, B. Douglas / Shleifer, Andrei / Summers, Lawrence H.* (1985). The Strategic Bequests Motive. *Journal of Political Economy* 93, S. 1045–1076.
- Bernholz, Peter / Breyer, Friedrich* (1994). *Grundlagen der politischen Ökonomie*. Band 2: *Ökonomische Theorie der Politik*, 3. Auflage. Tübingen (Mohr-Siebeck).
- Bertola, Giuseppe / Drazen, Allan* (1993). Trigger Points and Budget Cuts: Explaining the Effects of Fiscal Austerity. *American Economic Review* 83, S. 11–26.

- Beveridge, Stephen / Nelson, Charles R.* (1981). A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the »Business Cycle«. *Journal of Monetary Economics* 7, S. 151–174.
- Bizer, David / Durlauf, Steven* (1990). Testing the Positive Theory of Government Finance. *Journal of Monetary Economics* 26, S. 123–141.
- Black, Stanley W.* (1994). Seigniorage. In: Peter Newman / Murray Milgate / John Eatwell, Hrsg., *The New Palgrave Dictionary of Money & Finance*, Volume 3, S. 438/439. London (MacMillan).
- Blanchard, Olivier Jean* (1985). Debt, Deficits and Finite Horizons. *Journal of Political Economy* 93, S. 223–247.
- Blanchard, Olivier Jean / Fischer, Stanley* (1989). *Lectures on Macroeconomics*. Cambridge und London (MIT Press).
- Blanchard, Olivier Jean / Chouraqui, Jean Claude / Hagemann, Robert P. / Sartor, Nicola* (1990). The Sustainability of Fiscal Policy: New Answers to an Old Question. *OECD Economic Studies*, Nr. 15, S. 7–36.
- Blankart, Charles B.* (1994a). *Öffentliche Finanzen in der Demokratie*, 2. Auflage. München (Vahlen).
- (1994b). Neue Finanzwissenschaft. Eine alternative Sicht. *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften* 114, S. 245–254.
  - (1994c). Wiedervereinigung und Staatsverschuldung. Düstere Perspektiven für die Steuerzahler Deutschlands. *Neue Züricher Zeitung*, Sonntag/Montag, 21./22. August 1994, Fernausgabe Nr. 193.
  - (1996). Knut Wicksells Finanztheoretische Untersuchungen, 1896–1996. Mit der Theorie zur Politik. Humboldt Universität zu Berlin, Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät, Diskussionspapier 71, Berlin.
- Blejer, Mario I. / Cheasty, Adrienne* (1991). The Measurement of Fiscal Deficits: Analytical and Methodological Issues. *Journal of Economic Literature* 29, S. 1644–1678.
- Bohn, Henning* (1988). Why Do We Have Nominal Government Debt? *Journal of Monetary Economics* 21, S. 127–140.
- (1990). Tax Smoothing with Financial Instruments. *American Economic Review* 80, S. 1217–1230.
  - (1991a). Budget Balance through Revenue or Spending Adjustments? *Journal of Monetary Economics* 27, S. 333–359.
  - (1991b). The Sustainability of Budget Deficits with Lump-Sum and with Income-Based Taxation. *Journal of Money, Credit, and Banking* 23, S. 580–604.
  - (1991c). On Testing the Sustainability of Government Deficits in a Stochastic Environment. Center for Economic Studies, Working Paper Nr. 3 (June 1991), München.
  - (1992). Endogenous Government Spending and Ricardian Equivalence. *Economic Journal* 102, S. 588–597.
  - (1994). Optimal State-Contingent Capital Taxation: When Is There an Indeterminacy? *Journal of Monetary Economics* 34, S. 125–137.

- (1995). The Sustainability of Budget Deficits in a Stochastic Economy. *Journal of Money, Credit, and Banking* 27, S. 257–271.
- Borooah*, Vani K. / *van den Ploeg*, Frederik (1983). *Political Aspects of the Economy*. Cambridge u. a. O. (Cambridge University Press).
- Boskin*, Michael J. (1980). Taxation, Saving and the Rate of Interest. *Journal of Political Economy* 86, S. S3–S27.
- Boss*, Alfred (1994). Öffentliche Finanzen. Stand, mittelfristige Perspektiven und wirtschaftspolitische Ansatzpunkte. Kieler Arbeitspapiere Nr. 629, Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel.
- Box*, George E. P. / *Cox*, D. R. (1964). An Analysis of Transformations. *Journal of the Royal Statistical Society B* 26, S. 211–243.
- Box*, George E. P. / *Jenkins*, Gwilym M. (1970). *Time Series Analysis. Forecasting and Control*. San Francisco (Holden-Day).
- Box*, George E. P. / *Tiao*, G. C. (1975). Intervention Analysis with Applications to Economic and Environmental Problems. *Journal of the American Statistical Association* 70, S. 70–79.
- Braun*, R. Anton (1994). How Large is the Optimal Inflation Tax? *Journal of Monetary Economics* 34, S. 201–214.
- Brennan*, Geoffrey / *Buchanan*, James M. (1980). *The Power to Tax. Analytical Foundations of a Fiscal Constitution*. Cambridge u. a. O. (Cambridge University Press).
- (1985). *The Reason of Rules. Constitutional Political Economy*. Cambridge u. a. O. (Cambridge University Press).
- Breyer*, Friedrich (1990). *Ökonomische Theorie der Alterssicherung*. München (Vahlen).
- Brock*, William A. (1974). Money and Growth: The Case of Long Run Perfect Foresight. *International Economic Review* 15, S. 750–777.
- Broze*, Laurence / *Gouriéroux*, Christian / *Szafarz*, Ariane (1990). *Reduced Forms of Rational Expectations Models*. Chur u. a. O. (Harwood).
- Buchanan*, James M. (1967). *Public Finance in Democratic Process. Fiscal Institutions and Individual Choice*. Chapel Hill (University of North Carolina Press).
- (1987a). Constitutional Economics. In: John Eatwell / Murry Milgate / Peter Newman, Hrsg., *The New Palgrave: A Dictionary of Economics*, Volume 1, S. 585–588. London (MacMillan).
- (1987b). Budgetary Bias in Post-Keynesian Politics: The Erosion and Potential Replacement of Fiscal Norms. In: James M. Buchanan / Charles K. Rowley / Robert D. Tollison, Hrsg., *Deficits*, S. 180–195. Oxford (Basil Blackwell).
- (1994). Lagged Implementation as an Element in Constitutional Strategy. *European Journal of Political Economy* 10, S. 11–26.
- (1995). Clarifying Confusion about the Balanced Budget Amendment. *National Tax Journal* 48, S. 347–355.

- Buchanan*, James M. / *Roback*, Jennifer (1987). The Incidence and Effects of Public Debt in the Absence of Fiscal Illusion. *Public Finance Quarterly* 15, S. 5–25.
- Buchanan*, James M. / *Rowley*, Charles K. / *Tollison*, Robert D., Hrsg. (1987). *Deficits*. Oxford (Basil Blackwell).
- Buchanan*, James M. / *Tullock*, Gordon (1962). *The Calculus of Consent*. Ann Arbor (University of Michigan Press).
- Buchanan*, James M. / *Wagner*, Richard E. (1977). *Democracy in Deficit. The Political Legacy of Lord Keynes*. New York (Academic Press).
- Buiter*, Willem H. (1979). Government Finance in an Overlapping-Generations Model with Gifts and Bequests. In: George M. von Furstenberg, Hrsg., *Social Security versus Private Saving*, S. 395–429. Cambridge (Ballinger).
- (1985). A Guide to Public Sector Debt and Deficits. *Economic Policy* 1, S. 13–80.
- Burda*, Michael C. / *Wyplosz*, Charles (1993). *Macroeconomics: A European Text*. Oxford u. a. O. (Oxford University Press).
- Butkiewicz*, James L. (1983). The Market Value of Outstanding Government Debt: Comment. *Journal of Monetary Economics* 11, S. 373–379.
- Caesar*, Rolf (1989). Öffentliche Verschuldung in Deutschland seit der Weltwirtschaftskrise: Wandlungen in Politik und Theorie. In: Dietmar Petzina, Hrsg., *Probleme der Finanzgeschichte des 19. und 20. Jahrhunderts*, S. 9–55. Berlin (Duncker & Humblot).
- Caines*, Peter E. (1988). *Linear Stochastic Systems*. New York u. a. O. (Wiley).
- Calvo*, Guillermo A. (1978a). Optimal Seigniorage from Money Creation: An Analysis in Terms of the Optimum Balance of Payments Deficit Problem. *Journal of Monetary Economics* 4, S. 503–517.
- (1978b). On the Time Consistency of Optimal Policy in a Monetary Economy. *Econometrica* 46, S. 1411–1428.
- (1988). Servicing the Public Debt: The Role of Expectations. *American Economic Review* 78, S. 647–661.
- Cameron*, D. R. (1985). Does Government Cause Inflation? Taxes, Spending and Deficits. In: Leon N. Lindberg / Charles S. Maier, Hrsg., *The Politics of Inflation and Economic Stagnation. Theoretical Approaches and International Case Studies*, S. 224–279. Washington, DC (Brookings Institution).
- Campbell*, John Y. (1987). Does Saving Anticipate Declining Labor Income? An Alternative Test of the Permanent Income Hypothesis. *Econometrica* 55, S. 1249–1273.
- Campbell*, John Y. / *Mankiw*, N. Gregory (1987). Permanent and Transitory Components in Macroeconomic Fluctuations. *American Economic Review* 77, S. 111–117.
- (1989). Consumption, Income, and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence. In: Olivier Jean Blanchard / Stanley Fischer, Hrsg., *NBER Macroeconomics Annual 1989*, S. 185–216. Cambridge und London (MIT Press).



- Campbell*, John Y. / *Perron*, Pierre (1991). Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know about Unit Roots. In: Olivier Jean Blanchard / Stanley Fischer, Hrsg., NBER Macroeconomics Annual 1991, S. 141–219. Cambridge und London (MIT Press).
- Campbell*, John Y. / *Shiller*, Robert J. (1987). Cointegration and Tests of Present Value Models. *Journal of Political Economy* 95, S. 1062–1088.
- (1988). Interpreting Cointegrated Models. *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, S. 505–522.
- Canarella*, Giorgio / *Garston*, Neil (1983). Monetary and Public Debt Shocks. *Journal of Money, Credit, and Banking* 15, S. 199–211.
- Carlberg*, Michael (1995). Sustainability and Optimality of Public Debt. Berlin u. a. O. (Springer).
- Carmichael*, Jeffrey (1982). On Barro's Theorem of Debt Neutrality: The Irrelevance of Net Wealth. *American Economic Review* 72, S. 202–213.
- Cass*, David (1972a). On Capital Overaccumulation in the Aggregative Neoclassical Model of Economic Growth. *Journal of Economic Theory* 4, S. 200–223.
- (1972b). Distinguishing Inefficient Competitive Growth Paths: A Note on Capital Overaccumulation and Rapidly Diminishing Future Values of Consumption in a Fairly General Model of Capitalistic Production. *Journal of Economic Theory* 4, S. 224–240.
- Cassou*, Steven P. (1995). Optimal Tax Rules in a Dynamic Stochastic Economy With Capital. *Journal of Economic Dynamics and Control* 19, S. 1165–1197.
- Cezanne*, Wolfgang / *Maennig*, Wolfgang (1994). Zur Makroökonomik der Staatsverschuldung. *Hamburger Jahrbuch für Wirtschafts- und Gesellschaftspolitik* 39, S. 43–82.
- Chamley*, Christophe (1986). Optimal Taxation of Capital Income in General Equilibrium With Infinite Lives. *Econometrica* 54, S. 607–622.
- Chappell*, Henry W. / *Keech*, William R. (1986a). Party Differences in Macroeconomic Policies and Outcomes. *American Economic Review – Papers and Proceedings* 76, S. 71–74.
- (1986b). Policy Motivation and Party Differences in a Dynamic Spatial Model of Party Competition. *American Political Science Review* 80, S. 881–899.
- Chari*, V. V. / *Christiano*, Lawrence J. / *Kehoe*, Patrick J. (1991). Optimal Fiscal and Monetary Policy: Some Recent Results. *Journal of Money, Credit, and Banking* 23, S. 519–539.
- (1994). Optimal Fiscal Policy in a Business Cycle Model. *Journal of Political Economy* 102, S. 617–652.
- (1996). Optimality of the Friedman Rule in Economies with Distorting Taxes. *Journal of Monetary Economics* 37, S. 203–223.
- Chari*, V. V. / *Kehoe*, Patrick J. / *Prescott*, Edward C. (1989). Time Consistency and Policy. In: Robert J. Barro, Hrsg., *Modern Business Cycle Theory*, S. 265–305. Oxford (Basil Blackwell).

- Christiano*, Lawrence J. / *Eichenbaum*, Martin (1990). Unit Roots in Real GNP: Do We Know and Do We Care? In: Allan H. Meltzer, Hrsg., Unit Roots, Investment Measures, and Other Essays, Carnegie-Rochester-Conference Series on Public Policy, Volume 32, Amsterdam u. a. O. (North-Holland) S. 7–61.
- Claassen*, Emil-Maria (1980). Grundlagen der makroökonomischen Theorie. München (Vahlen).
- Cochrane*, John H. (1989). The Sensitivity of Tests of the Intertemporal Allocation of Consumption to Near-Rational Alternatives. *American Economic Review* 79, S. 319–337.
- (1991). A Critique of the Application of Unit Root Tests. *Journal of Economic Dynamics and Control* 15, S. 275–284.
- Cooley*, Thomas F. / *Hansen*, Gary D. (1992). Tax Distortions in a Neoclassical Monetary Economy. *Journal of Economic Theory* 58, S. 290–316.
- Cooley*, Thomas F. / *LeRoy*, Stephan F. (1985). Atheoretical Macroeconometrics – A Critique. *Journal of Monetary Economics* 16, S. 283–308.
- Correia*, Isabel H. (1996). Dynamic Optimal Taxation in Small Open Economies. *Journal of Economic Dynamics and Control* 20, S. 691–708.
- Crain*, W. Mark (1987). Legislature and the Durability of Deficits. In: James M. Buchanan / Charles K. Rowley / Robert D. Tollison, Hrsg., Deficits, S. 281–288. Oxford (Basil Blackwell).
- Crain*, W. Mark / *Ekelund*, Robert B. (1978). Deficits and Democracy. *Southern Economic Journal* 44, S. 813–828.
- Cukierman*, Alex (1992). Central Bank Strategy, Credibility, and Independence. Cambridge und London (MIT Press).
- Cukierman*, Alex / *Meltzer*, Allan H. (1986). A Positive Theory of Discretionary Policy, the Cost of a Democratic Government, and the Benefits of a Constitution. *Economic Inquiry* 24, S. 367–388.
- (1989). A Political Theory of Government Debt and Deficits in a Neo-Ricardian Framework. *American Economic Review* 79, S. 713–732.
- Davidson*, James E. H. / *Hendry*, David F. / *Srba*, Frank / *Yeo*, Stephen (1978). Econometric Modelling of the Aggregate Time-Series Relationship between Consumers' Expenditure and Income in the United Kingdom. *Economic Journal* 88, S. 661–692.
- Davidson*, Lawrence S. / *Fratianni*, Michele / *von Hagen*, Jürgen (1990). Testing for Political Business Cycles. *Journal of Policy Modeling* 12, S. 35–59.
- Davidson*, Russel / *MacKinnon*, James G. (1993). Estimation and Inference in Econometrics. Oxford u. a. O. (Oxford University Press).
- Debreu*, Gerard (1959). Theory of Value, Cowles Foundation Monograph 17. New Haven (Yale University Press).
- Debreu*, Gerard / *Koopmans*, Tjalling C. (1982). Additively Decomposed Quasi-convex Functions. *Mathematical Programming* 24, S. 1–38.
- de Haan*, Jakob / *Sturm*, Jan-Egbert (1994). Political and Institutional Determinants of Fiscal Policy in the European Community. *Public Choice* 80, S. 157–172.

- de Haan, Jakob / Zelhorst, Dick* (1988). The Empirical Evidence on the Ricardian Equivalence Hypothesis. *Kredit und Kapital* 21, S. 407–421.
- (1993). Positive Theories of Public Debt: Some Evidence for Germany. In: Harrie A. A. Verbon / Frans A. A. M. van Winden, Hrsg., *The Political Economy of Government Debt*, S. 295–306. Amsterdam u. a. O. (North-Holland).
- Diamond, Peter A.* (1965). National Debt in a Neoclassical Growth Model. *American Economic Review* 55, S. 1126–1150.
- Dickey, David A. / Bell, W. R. / Miller, R. B.* (1986). Unit Roots in Time Series Models: Tests and Implications. *The American Statistician* 40, S. 12–26.
- Dickey, David A. / Fuller, Wayne A.* (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association* 74, S. 427–431.
- (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica* 49, S. 1057–1072.
- Dickey, David A. / Hasza, D. P. / Fuller, Wayne A.* (1984). Testing for Unit Roots in Seasonal Time Series. *Journal of the American Statistical Association* 79, S. 355–367.
- Diebold, Francis X.* (1993). The Effect of Seasonal Adjustment Filters on Tests for a Unit Root: Discussion. *Journal of Econometrics* 55, S. 99–103.
- Domar, Evsey D.* (1944). The »Burden of the Debt« and the National Income. *American Economic Review* 34, S. 798–827.
- Dotsey, Michael / Ireland, Peter* (1996). The Welfare Cost of Inflation in General Equilibrium. *Journal of Monetary Economics* 37, S. 29–47.
- Downs, Anthony* (1957). *An Economic Theory of Democracy*. New York (Harper & Row).
- Drazen, Allan* (1978). Government Debt, Human Capital, and Bequests in a Life-Cycle Model. *Journal of Political Economy* 86, S. 505–516.
- Drazen, Allan / Grilli, Vittorio* (1993). The Benefits of Crises for Economic Reform. *American Economic Review* 83, S. 598–607.
- Driffill, John / Mizon, Grayham E. / Ulph, Alistair* (1990). Costs of Inflation. In: Benjamin M. Friedman / Frank H. Hahn, Hrsg., *Handbook of Monetary Economics*, Volume 2, S. 1013–1066. Amsterdam u. a. O. (North-Holland).
- Duwendag, Dieter / Siebke, Jürgen*, Hrsg. (1993). *Europa vor dem Eintritt in die Wirtschafts- und Währungsunion*. Berlin (Duncker & Humblot).
- Dwyer, Gerald P.* (1982). Inflation and Government Deficits. *Economic Inquiry* 20, S. 315–329.
- (1985). Federal Deficits, Interest Rates, and the Monetary Policy. *Journal of Money, Credit, and Banking* 17, S. 655–681.
- Economist* (1995a). House of Debt. How to encourage Fiscal Responsibility. *The Economist*, 1.–7. April 1995, Volume 335, Nr. 7908, S. 14 und 16.
- (1995b). Caught in the Debt Trap. *The Economist*, 1.–7. April 1995, Volume 335, Nr. 7908, S. 71/72.
- (1995c). The Great Escape? *The Economist*, 1.–7. April 1995, Volume 335, Nr. 7908, S. 72.

- Edin*, Per-Anders / *Ohlsson*, Henry (1991). Political Determinants of Budget Deficits: Coalition Effects versus Minority Effects. *European Economic Review* 35, S. 1597–1603.
- Engle*, Robert F. (1984). Wald, Likelihood Ratio and Lagrange Multiplier Tests in Econometrics. In: Zvi Griliches / Michael D. Intriligator, Hrsg., *Handbook of Econometrics*, Volume 2, S. 776–826. Amsterdam u. a. O. (North-Holland).
- Engle*, Robert F. / *Granger*, Clive W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica* 55, S. 251–276.
- Hrsg. (1991). *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration*. Oxford u. a. O. (Oxford University Press).
- Engle*, Robert F. / *Granger*, Clive W. J. / *Hylleberg*, Svend / *Lee*, H. S. (1993). Seasonal Cointegration. The Japanese Consumption Function. *Journal of Econometrics* 55, S. 275–298.
- Engle*, Robert F. / *Hendry*, David F. / *Richard*, Jean-Francois (1983). Exogeneity. *Econometrica* 51, S. 277–304.
- Engle*, Robert F. / *McFadden*, Daniel, Hrsg. (1994). *Handbook of Econometrics*, Volume 4. Amsterdam u. a. O. (Elsevier).
- Engle*, Robert F. / *Yoo*, Byung Sam (1987). Forecasting and Testing in Co-Integrated Systems. *Journal of Econometrics* 35, S. 143–159.
- (1991). Cointegrated Economic Time Series: An Overview With New Results. August 1987, European Meeting of the Econometric Society. Zitiert nach und enthalten in: Robert F. Engle / Clive W. J. Granger, Hrsg., *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, S. 237–266. Oxford u. a. O. (Oxford University Press).
- Evans*, Paul (1991). Is Ricardian Equivalence a Good Approximation? *Economic Inquiry* 29, S. 626–644.
- Fair*, Ray C. (1978). The Effects of Economic Events on the Votes for President. *Review of Economics and Statistics* 60, S. 159–173.
- Fama*, Eugene F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance* 25, S. 383–417.
- Farmer*, Roger E. A. (1993). *The Macroeconomics of Self-Fulfilling Prophecies*. Cambridge und London (MIT Press).
- Faust*, Jon (1996). Whom can we trust to run the Fed? Theoretical Support for the Founders' Views. *Journal of Monetary Economics* 37, S. 267–283.
- FAZ*, (Frankfurter Allgemeine Zeitung), (1991). Aus Sondertöpfen am offiziellen Haushalt vorbei finanziert. *Frankfurter Allgemeine Zeitung*, 29. November 1991, S. 17.
- (1995a). Senat stimmt über Haushaltsausgleich ab. *Frankfurter Allgemeine Zeitung*, 28. Februar 1995, S. 11.
- (1995b). Schwere Niederlage der Republikaner. *Frankfurter Allgemeine Zeitung*, 4. März 1995, S. 6.
- (1996). Politiker und Wissenschaftler wollen die Staatsverschuldung begrenzen. *Frankfurter Allgemeine Zeitung*, 20. Juni 1996, S. 14.

- Feld, Lars P.* (1995). Formal Fiscal Restraints or Direct Democracy: Looking for Effective Means of Institutional Control. Arbeitspapier, Vortrag auf der Jahrestagung der European Public Choice Society in Saarbrücken.
- Felderer, Bernhard / Homburg, Stefan* (1989). Makroökonomik und neue Makroökonomik, 4. Auflage. Berlin u. a. O. (Springer).
- Feldstein, Martin S.* (1976). Perceived Wealth in Bonds and Social Security: A Comment. *Journal of Political Economy* 84, S. 331–336.
- (1978). The Welfare Cost of Capital Income Taxation. *Journal of Political Economy* 86, S. S29–S51.
- (1983). Inflation, Tax Rules, and Capital Formation. Chicago (University of Chicago Press).
- (1985). Debt and Taxes in the Theory of Public Finance. *Journal of Public Economics* 28, S. 233–245.
- Feldstein, Martin S. / Summers, Lawrence H.* (1977). Is the Rate of Profit Falling? *Brookings Papers on Economic Activity*, S. 211–227.
- Feller, William* (1968). An Introduction to Probability Theory and its Application, Band 1. New York (Wiley).
- Ferejohn, John* (1986). Incumbent Performance and Electoral Control. *Public Choice* 50, S. 5–26.
- Flood, Robert P. / Garber, Peter M.* (1980). Market Fundamentals Versus Price Level Bubbles: The First Tests. *Journal of Political Economy* 88, S. 745–770.
- Folkers, Cay* (1983). Begrenzungen von Steuern und Staatsausgaben in den USA. Eine Untersuchung über Formen, Ursachen und Wirkungen vorgeschlagener und realisierter fiskalischer Restriktionen. Baden-Baden (Nomos).
- Frey, Bruno S.* (1978). Politico-Economic Models and Cycles. *Journal of Public Economics* 9, S. 203–220.
- Frey, Bruno S. / Kirchgässner, Gebhard* (1994). Demokratische Wirtschaftspolitik, 2. Auflage. München (Vahlen).
- Frey, Bruno S. / Lau, Lawrence J.* (1968). Towards a Mathematical Model of Government Behavior. *Zeitschrift für Nationalökonomie* 28, S. 355–380.
- Frey, Bruno S. / Schneider, Friedrich* (1978). An Empirical Study of Politico-Economic Interaction in the United States. *Review of Economics and Statistics* 60, S. 174–183.
- (1981). Central Bank Behavior. A Positive Empirical Analysis. *Journal of Monetary Economics* 7, S. 291–315.
- Friedman, Benjamin M. / Hahn, Frank H., Hrsg.* (1990). Handbook of Monetary Economics, Volume 2. Amsterdam u. a. O. (North-Holland).
- Friedman, Benjamin M. / Warshawsky, Mark J.* (1990). The Costs of Annuitities: Implications for Saving Behavior and Bequests. *Quarterly Journal of Economics* 105, S. 135–154.
- Friedman, James W.* (1971). A Non-Cooperative Equilibrium for Supergames. *Review of Economic Studies* 28, S. 1–12.
- Friedman, Milton* (1953a). The Methodology of Positive Economics. In: Milton Friedman, Hrsg., *Essays in Positive Economics*, S. 3–43. Chicago (University of Chicago Press).

- (1953b). Discussion of the Inflationary Gap. In: Milton Friedman, Hrsg., *Essays in Positive Economics*, S. 251–262. Chicago (University of Chicago Press).
- Hrsg. (1953c). *Essays in Positive Economics*. Chicago (University of Chicago Press).
- (1956). The Quantity Theory of Money: A Restatement. In: Milton Friedman, Hrsg., *Studies in the Quantity Theory of Money*, S. 3–21. Chicago (University of Chicago Press).
- (1957). *A Theory of the Consumption Function*. Princeton (Princeton University Press).
- (1960). *A Program for Monetary Stability*. New York (Fordham University Press).
- (1969). The Optimum Quantity of Money. In: Milton Friedman, Hrsg., *The Optimum Quantity of Money and Other Essays*, S. 1–50. Chicago (Aldine).
- (1971). Government Revenue from Inflation. *Journal of Political Economy* 79, S. 846–856.
- Fuller*, Wayne A. (1976). *Introduction to Statistical Time Series*. New York u. a. O. (Wiley).
- Gandenberger*, Otto (1980). Theorie der öffentlichen Verschuldung. In: Fritz Neumark, Hrsg., *Handbuch der Finanzwissenschaft*, Band 3, S. 3–49. Tübingen (Mohr-Siebeck).
- (1990). Verfassungsgrenzen der Staatsverschuldung. Eine Auseinandersetzung mit dem Urteil des Bundesverfassungsgerichts vom 18. April 1989. *Finanzarchiv N.F.* 48, S. 28–51.
- Gärtner*, Manfred (1980). Politisch-ökonomische Determinanten der Lohnentwicklung in Deutschland. Königstein/Ts. (Anton Hain Meisenheim).
- (1989). Arbeitskonflikte in der Bundesrepublik Deutschland. Eine empirische Untersuchung ihrer makroökonomischen Ursachen und Konsequenzen. Berlin u. a. O. (Springer).
- (1994). Democracy, Elections, and Macroeconomic Policy: Two Decades of Progress. *European Journal of Political Economy* 10, S. 85–109.
- Garber*, Peter M. (1990). Famous First Bubbles. *Journal of Economic Perspectives* 4, Nr. 2, S. 35–54.
- GBD*, (Gesetzgebungs- und Beratungsdienst beim Niedersächsischen Landtag), (1995). Verstößt die nach dem Entwurf eines Gesetzes über die Feststellung des Haushaltsplans für die Haushaltsjahre 1995 und 1996 (E-HG 1995/1996 – Drs 13/490 –) vorgesehene Verschuldung gegen höherrangiges Recht, insbesondere Verfassungsrecht? Wie kann die Staatsverschuldung begrenzt werden? Endfassung des Vermerks vom 16.03.1995, 84/0495–14.
- Ghysels*, Eric (1990). Unit Root Tests and the Statistical Pitfalls of Seasonal Adjustments: The Case of U.S. Post War Real GNP. *Journal of Business and Economic Statistics* 8, S. 145–152.
- Ghysels*, Eric / *Lee*, Hahn S. / *Noh*, Jaesum (1994). Testing for Unit Roots in Seasonal Time Series: Some Theoretical Extensions and a Monte Carlo Investigation. *Journal of Econometrics* 62, S. 415–442.

- Ghysels, Eric / Perron, Pierre* (1993). The Effect of Seasonal Adjustment Filters on Tests for a Unit Root. *Journal of Econometrics* 55, S. 57–98.
- Goff, Brian L.* (1993). Evaluating Alternative Explanations of Post War Federal Deficits. *Public Choice* 75, S. 247–261.
- Granger, Clive W. J.* (1981). Some Properties of Time Series Data and Their Use in Economic Model Specification. *Journal of Econometrics* 16, S. 121–130.
- Granger, Clive W. J. / Newbold, Paul* (1974). Spurious Regression in Econometrics. *Journal of Econometrics* 2, S. 111–120.
- (1986). *Forecasting Economic Time Series*, 2. Auflage. New York (Academic Press).
- Granger, Clive W. J. / Watson, Mark W.* (1984). Time Series and Spectral Methods in Econometrics. In: Zvi Griliches / Michael D. Intriligator, Hrsg., *Handbook of Econometrics*, Volume 2, S. 980–1022. Amsterdam u. a. O. (North-Holland).
- Granger, Clive W. J. / Weiss, A. A.* (1983). Time Series Analysis of Error-Correcting Models. In: S. Karlin / T. Amemiya / L. A. Goodman, Hrsg., *Studies in Econometrics, Time Series and Multivariate Statistics*, S. 255–278. New York (Academic Press).
- Griliches, Zvi / Intriligator, Michael D.*, Hrsg. (1984). *Handbook of Econometrics*, Volume 2. Amsterdam u. a. O. (North-Holland).
- Grilli, Vittorio / Masciandro, Donato / Tabellini, Guido* (1991). Political and Monetary Institutions and Public Financial Policies in the Industrial Democracies. *Economic Policy* 13, S. 342–392.
- Grossman, Gene M. / Yanagawa, Noriyuki* (1993). Asset Bubbles and Endogenous Growth. *Journal of Monetary Economics* 31, S. 3–19.
- Grossman, Herschel / van Huyck, John* (1987). Nominally Denominated Sovereign Debt, Risk Shifting and Reputation. National Bureau of Economic Research, Working Paper Nr. 2259, Cambridge, MA.
- Grossman, Sanford J. / Stiglitz, Joseph E.* (1976). Information and Competitive Price Systems. *American Economic Review – Papers and Proceedings* 66, S. 246–253.
- (1980). On the Impossibility of Informationally Efficient Markets. *American Economic Review* 70, S. 393–408.
- Güth, Werner* (1995). On Ultimatum Bargaining Experiments. A Personal Viewpoint. *Journal of Economic Behavior and Organization* 27, S. 329–344.
- von Hagen, Jürgen* (1991). A Note on the Empirical Effectiveness of Formal Fiscal Restraints. *Journal of Public Economics* 44, S. 199–210.
- (1992). Budgetary Procedures and Fiscal Performances in the European Communities. *Economic Papers* Nr. 96, Commission of the European Communities.
- Hakkio, Craig S. / Rush, Mark* (1991). Is the Budget Deficit »Too Large«? *Economic Inquiry* 29, S. 429–445.



- Haliassos, Michael / Tobin, James* (1990). The Macroeconomics of Government Finance. In: Benjamin M. Friedman / Frank H. Hahn, Hrsg., *Handbook of Monetary Economics*, Volume 2, S. 889–959. Amsterdam u. a. O. (North-Holland).
- Hall, Robert E.* (1978). Stochastic Implications of the Life Cycle Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence. *Journal of Political Economy* 86, S. 971–987.
- Hamada, Koichi* (1976). A Strategic Analysis of Monetary Independence. *Journal of Political Economy* 84, S. 677–700.
- Hamilton, D. C. / Watts, D. G.* (1978). Interpreting Partial Autocorrelation Functions of Seasonal Time Series. *Biometrika* 65, S. 135–140.
- Hamilton, James D.* (1994). *Times Series Analysis*. Princeton (Princeton University Press).
- Hamilton, James D. / Flavin, Marjorie A.* (1986). On the Limitations of Government Borrowing: A Framework for Empirical Testing. *American Economic Review* 76, S. 808–819.
- Hamilton, James D. / Whiteman, Charles H.* (1985). The Observable Implications of Self-Fulfilling Expectations. *Journal of Monetary Economics* 16, S. 353–373.
- Hannan, E. J. / Deistler, Manfred* (1988). *The Statistical Theory of Linear Systems*. New York u. a. O. (Wiley).
- Hansen, Gerd* (1991). Neuere Entwicklungen auf dem Gebiet der Ökonometrie. *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften* 111, S. 337–399.
- Hansen, Lars Peter / Roberds, William / Sargent, Thomas J.* (1991). Time Series Implications of Present Value Budget Balance and of Martingale Models of Consumption. In: Lars Peter Hansen / Thomas J. Sargent, Hrsg., *Rational Expectations Econometrics*, S. 121–162. Boulder (Westview Press).
- Hansen, Lars Peter / Sargent, Thomas J.* (1980). Formulating and Estimating Dynamic Linear Rational Expectations Models. *Journal of Economic Dynamics and Control* 2, S. 7–46.
- Hrsg. (1991a). *Rational Expectations Econometrics*. Boulder (Westview Press).
- (1991b). Exact Linear Rational Expectations Models: Specification and Estimation. In: Lars Peter Hansen / Thomas J. Sargent, Hrsg., *Rational Expectations Econometrics*, S. 45–75. Boulder (Westview Press).
- (1991c). Two Difficulties in Interpreting Vector Autoregressions. In: Lars Peter Hansen / Thomas J. Sargent, Hrsg., *Rational Expectations Econometrics*, S. 77–119. Boulder (Westview Press).
- (1991d). Introduction. In: Lars Peter Hansen / Thomas J. Sargent, Hrsg., *Rational Expectations Econometrics*, S. 1–12. Boulder (Westview Press).
- Hart, Oliver D.* (1975). On the Optimality of Equilibrium When the Market Structure is Incomplete. *Journal of Economic Theory* 11, S. 418–443.
- Harvey, Andrew C.* (1985). Trends and Cycles in Macroeconomic Time Series. *Journal of Business and Economic Statistics* 3, S. 216–227.

- (1989). *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*. Cambridge u. a. O. (Cambridge University Press).
- (1993). *Time Series Models*, 2. Auflage. Cambridge (MIT Press).
- Harvey, Andrew C. / Scott, Andrew* (1994). Seasonality in Dynamic Regression Models. *Economic Journal* 104, S. 1324–1345.
- Hasza, D. P. / Fuller, Wayne A.* (1981). Testing for Nonstationary Parameter Specifications in Seasonal Time Series Models. *Annals of Statistics* 10, S. 1209–1216.
- Haug, Alfred A.* (1991). Cointegration and Government Borrowing Constraints: Evidence for the United States. *Journal of Business and Economic Statistics* 9, S. 97–101.
- Haveman, Robert* (1994). Should Generational Accounts Replace Public Budgets and Deficits? *Journal of Economic Perspectives* 8, Nr. 1, S. 95–111.
- Havrilesky, Thomas* (1987). A Partisan Theory of Fiscal and Monetary Regimes. *Journal of Money, Credit, and Banking* 19, S. 677–700.
- (1994). The Political Economy of Monetary Policy. *European Journal of Political Economy* 10, S. 111–134.
- Haynes, Stephen E. / Stone, Joe A.* (1989). An Integrated Test for Election Cycles in the U.S. Economy. *Review of Economics and Statistics* 71, S. 426–434.
- Hellwig, Martin F.* (1982). Rational Expectations Equilibrium with Conditioning on Past Prices: A Mean-Variance Example. *Journal of Economic Theory* 26, S. 279–312.
- Hendry, David F. / von Ungern-Sternberg, T.* (1981). Liquidity and Inflation Effects on Consumer's Expenditure. In: A. S. Deaton, Hrsg., *Essays in the Theory and Measurement of Consumer's Behaviour*, S. 237–261. Cambridge u. a. O. (Cambridge University Press).
- Hess, Gregory D.* (1993a). Are Tax Rates Too Volatile? *Southern Economic Journal* 60, S. 72–88.
- (1993b). A Test of the Theory of Optimal Taxation for the United States, 1869–1989. *Review of Economics and Statistics* 75, S. 712–716.
- Heubes, Jürgen* (1991). *Konjunktur- und Wachstumstheorie*. München (Vahlen).
- Hibbs, Douglas A.* (1977). Political Parties and Macroeconomic Policy. *American Political Science Review* 23, S. 1467–1488.
- (1981). Economics and Politics in France: Economic Performance and Mass Political Support for Presidents Pompidou and Giscard D'Estaing. *European Journal of Political Research* 9, S. 133–145.
- (1982). On the Demand for Economic Outcomes: Mass Political Support in the United States, Great Britain and Germany. *Journal of Politics* 44, S. 426–462.
- (1986). Political Parties and Macroeconomic Policies and Outcomes in the United States. *American Economic Review – Papers and Proceedings* 76, S. 66–70.
- (1987). *The Political Economy of Industrial Democracies*. Cambridge (Harvard University Press).

- (1992). Partisan Theory after Fifteen Years. *European Journal of Political Economy* 8, S. 361–374.
- Hirai*, Genji (1988). Finanzpsychologische Aspekte der Staatsfinanzen. In: Horst Zimmermann, Hrsg., *Die Zukunft der Staatsfinanzierung*, S. 111–119. Stuttgart (Wissenschaftliche Verlagsgesellschaft).
- Holcombe*, Randall G. / *Jackson*, John D. / *Zaardkoohi*, Asghar (1981). The National Debt Controversy. *Kyklos* 34, S. 186–202.
- Holler*, Manfred / *Illing*, Gerhard (1991). Einführung in der Spieltheorie. Berlin u. a. O. (Springer).
- Homburg*, Stefan (1991). Interest and Growth in an Economy with Land. *Canadian Journal of Economics* 24, S. 450–459.
- (1992). Efficient Economic Growth. Berlin u. a. O. (Springer).
- Horstmann*, Winfried / *Schneider*, Friedrich (1994). Deficits, Bailout and Free Riders: Fiscal Elements of a European Constitution. *Kyklos* 47, S. 355–383.
- Huang*, Chao-Hsi / *Lin*, Kenneth S. (1993). Deficits, Government Expenditures, and Tax Smoothing in the United States, 1929–1988. *Journal of Monetary Economics* 31, S. 317–340.
- Huber*, Bernd (1990a). Staatsverschuldung und Allokationseffizienz. Eine theoretische Analyse. Baden-Baden (Nomos).
- (1990b). Zur Theorie optimaler Staatsverschuldung. *Finanzarchiv N.F.* 48, S. 434–450.
- Hylleberg*, Svend (1995). Tests for Seasonal Unit Roots. General to Specific or Specific to General? *Journal of Econometrics* 69, S. 5–25.
- Hylleberg*, Svend / *Engle*, Robert F. / *Granger*, Clive W. J. / *Yoo*, Byung Sam (1990). Seasonal Integration and Cointegration. *Journal of Econometrics* 44, S. 215–238.
- Ibbotson*, R. G. (1987). Stocks, Bonds, Bills, and Inflation: Market Results for 1926–1986. 1987 Yearbook. Chicago (R. G. Ibbotson Associates).
- Inman*, Robert P. (1987). Markets, Government, and the »New« Political Economy. In: Alan J. Auerbach / Martin S. Feldstein, Hrsg., *Handbook of Public Economics*, Volume 2, Chapter 12, S. 647–777. Amsterdam u. a. O. (North-Holland).
- Issing*, Otmar (1993). Disziplinierung der Finanzpolitik in der Europäischen Währungsunion? In: Dieter Duwendag / Jürgen Siebke, Hrsg., *Europa vor dem Eintritt in die Wirtschafts- und Währungsunion*, S. 181–194. Berlin (Duncker & Humblot).
- Johansen*, Søren (1988). Statistical Analysis of Cointegrating Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, S. 231–254.
- (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica* 59, S. 1551–1580.
- Johansen*, Søren / *Juselius*, Katarina (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – With Applications to the Demand of Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, S. 169–210.
- (1992). Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of PPP and UIP for UK. *Journal of Econometrics* 53, S. 211–244.

- Jones, Larry E. / Manuelli, Rodolfo E. / Rossi, Peter E.* (1993). Optimal Taxation in Models of Endogenous Growth. *Journal of Political Economy* 101, S. 485–517.
- Judd, Kenneth L.* (1989). Optimal Taxation in Dynamic Stochastic Economies: Theory and Evidence. Hoover Institution Working Paper.
- Kath, Dietmar* (1981). Defizitfinanzierung durch Zentralbankgewinne? *List Forum* 11, S. 199–209.
- Keech, William R.* (1995). Economic Politics. The Costs of Democracy. Cambridge u. a. O. (Cambridge University Press).
- Keynes, John Maynard* (1923). A Tract on Monetary Reform. London (Macmillan).
- (1936). The General Theory of Employment, Interest and Money. London (Macmillan).
- Kimball, Miles S.* (1987). Making Sense of Two-Sided Altruism. *Journal of Monetary Economics* 20, S. 301–326.
- Kimbrough, Kent P.* (1986a). The Optimum Quantity of Money Rule in the Theory of Public Finance. *Journal of Monetary Economics* 18, S. 277–284.
- (1986b). Inflation, Employment, and Welfare in the Presence of Transactions Costs. *Journal of Money, Credit, and Banking* 18, S. 127–149.
- King, Ian / Ferguson, Don* (1993). Dynamic Inefficiency, Endogenous Growth, and Ponzi Games. *Journal of Monetary Economics* 32, S. 79–104.
- King, Robert G. / Plosser, Charles I.* (1985). Money, Deficits and Inflation. In: Karl Brunner / Allan H. Meltzer, Hrsg., Understanding Monetary Regimes, Carnegie-Rochester-Conference Series on Public Policy, Volume 22, Amsterdam u. a. O. (North-Holland) S. 147–190.
- King, Robert G. / Rebelo, Sergio* (1990). Public Policy and Economic Growth: Developing Neoclassical Implications. *Journal of Political Economy* 98, S. S126–S150.
- Kingston, Geoffrey H.* (1984). Efficient Timing of Income Taxes. *Journal of Public Economics* 24, S. 271–280.
- (1991). Should Marginal Tax Rates Be Equalized Through Time? *Quarterly Journal of Economics* 106, S. 911–924.
- Kirchgässner, Gebhard* (1984). On the Theory of Optimal Government Behavior. *Journal of Economic Dynamics and Control* 8, S. 167–195.
- (1985a). Rationality, Causality, and the Relation between Economic Conditions and the Popularity of Parties: An Empirical Investigation for the Federal Republic of Germany. *European Economic Review* 28, S. 243–268.
- (1985b). Causality Testing of the Popularity Function: An Empirical Investigation for the Federal Republic of Germany, 1981–1982. *Public Choice* 45, S. 155–173.
- (1988). Wirtschaftspolitik und Politiksystem: Zur Kritik der traditionellen Ordnungstheorie aus der Sicht der Neuen Politischen Ökonomie. In: Dieter Cassel / Bernd-Thomas Ramb / H. Jörg Thieme, Hrsg., Ordnungspolitik, S. 35–75. München (Vahlen).

- (1991a). *Homo Oeconomicus*. Das ökonomische Modell individuellen Verhaltens und seine Anwendung in den Wirtschafts- und Sozialwissenschaften. Tübingen (Mohr-Siebeck).
- (1991b). On the Relation between Voting Intention and the Perception of the General Economic Situation. An Empirical Analysis for the Federal Republic of Germany, 1972–1986. *European Journal of Political Economy* 7, S. 497–526.
- (1994). Constitutional Economics and Its Relevance for the Evolution of Rules. *Kyklos* 47, S. 321–339.
- Klein, Martin / Neumann, Manfred J. M.* (1990). Seigniorage: What Is It and Who Gets It? *Weltwirtschaftliches Archiv* 126, S. 205–221.
- Kotlikoff, Laurence J. / Persson, Torsten / Svensson, Lars* (1988). Social Contracts as Assets: A Possible Solution to the Time-Consistency Problem. *American Economic Review* 78, S. 662–677.
- Kotlikoff, Laurence J. / Razin, Assaf / Rosenthal, Robert W.* (1990). A Strategic Altruism Model in Which Ricardian Equivalence Does not Hold. *Economic Journal* 100, S. 1261–1268.
- Kotlikoff, Laurence J. / Spivak, Avia* (1981). The Family as an Incomplete Annuities Market. *Journal of Political Economy* 89, S. 372–391.
- Kremers, Jeroen J. M.* (1988). Long-run Limits on the U.S. Federal Debt. *Economic Letters* 28, S. 259–262.
- (1989). U.S. Federal Indebtedness and the Conduct of Fiscal Policy. *Journal of Monetary Economics* 23, S. 219–238.
- Kreps, David M. / Wilson, Robert* (1982a). Reputation and Imperfect Information. *Journal of Economic Theory* 27, S. 253–279.
- (1982b). Sequential Equilibria. *Econometrica* 50, S. 863–894.
- Kromphardt, Jürgen* (1993). Wachstum und Konjunktur. Grundlagen der Erklärung und Steuerung des Wachstumsprozesses, 3. Auflage. Göttingen (Vandenhoeck & Ruprecht).
- Krupp, Hans-Jürgen* (1981). Staatsverschuldung. Mittel oder Hemmschuh der zukünftigen Wachstums- und Beschäftigungspolitik. In: Diethard B. Simmert / Kurt-Dieter Wagner, Hrsg., *Staatsverschuldung kontrovers*, S. 71–88. Köln (Verlag Wissenschaft und Politik).
- Kydland, Finn E. / Prescott, Edward C.* (1977). Rules Rather Than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans. *Journal of Political Economy* 85, S. 473–490.
- (1980). A Competitive Theory of Fluctuations and the Feasibility and Desirability of Stabilization Policy. In: Stanley Fischer, Hrsg., *Rational Expectations and Economic Policy*, S. 169–198. Chicago und London (University of Chicago Press).
- (1982). Time to Build and Aggregate Fluctuations. *Econometrica* 50, S. 1345–1370.
- Laney, Leroy O. / Willett, Thomas D.* (1983). Presidential Politics, Budget Deficits, and Monetary Policy in the United States, 1960–1976. *Public Choice* 40, S. 53–69.

- Lapan*, Harvey E. / *Enders*, Walter (1990). Endogenous Fertility, Ricardian Equivalence, and Debt Management Policy. *Journal of Public Economics* 41, S. 227–248.
- Ledyard*, John (1984). The Pure Theory of Large Two-Candidate Elections. *Public Choice* 44, S. 7–41.
- Lee*, Bong-Soo (1991). Government Deficits and the Term Structure of Interest Rates. *Journal of Monetary Economics* 27, S. 425–443.
- Leiderman*, Leonardo / *Blejer*, Mario J. (1988). Modeling and Testing Ricardian Equivalence. *IMF Staff Papers* 35, S. 1–35.
- Lerner*, Abba P. (1944). *The Economics of Control*. New York (Macmillan).
- Litterman*, Robert B. (1979). Techniques of Forecasting Using Vector Autoregressions. Federal Reserve Bank of Minneapolis, Working Paper Nr. 15.
- (1986a). Forecasting With Bayesian Vector Autoregressions – Five Years of Experience. *Journal of Business and Economic Statistics* 4, S. 25–38.
- (1986b). Specifying Vector Autoregressions for Macroeconomic Forecasting. In: Prem K. Goel / Arnold Zellner, Hrsg., *Bayesian Inference and Decision Techniques. Studies in Bayesian Econometrics and Statistics Series Volume 6*, S. 79–94. Amsterdam u. a. O. (North-Holland).
- Long*, John B. / *Plosser*, Charles I. (1983). Real Business Cycles. *Journal of Political Economy* 91, S. 39–69.
- Lucas*, Robert E. (1976). Econometric Policy Evaluation: A Critique. In: Karl Brunner / Allan H. Meltzer, Hrsg., *The Phillips-Curve and Labor Markets, Carnegie-Rochester-Conference Series on Public Policy, Volume 1*, Amsterdam u. a. O. (North-Holland) S. 19–46.
- (1978). Asset Prices in an Exchange Economy. *Econometrica* 46, S. 1429–1445.
- (1988). On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics* 22, S. 3–42.
- Lucas*, Robert E. / *Stokey*, Nancy L. (1983). Optimal Fiscal and Monetary Policy in an Economy Without Capital. *Journal of Monetary Economics* 12, S. 55–93.
- Lütkepohl*, Helmut (1991). *Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin u. a. O. (Springer).
- Ljung*, G. M. / *Box*, George E. P. (1978). On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models. *Biometrika* 65, S. 297–303.
- Lybeck*, J. A. / *Henrekson*, M., Hrsg. (1988). *Explaining the Growth of Government*. Amsterdam u. a. O. (North-Holland).
- MacDonald*, Ronald / *Speight*, A. E. H. (1990). The Intertemporal Government Budget Constraint in the U.K., 1961–1986. *Manchester School of Economics and Social Studies* 58, S. 329–347.
- MacRae*, Duncan C. (1977). A Political Model of the Business Cycle. *Journal of Political Economy* 85, S. 239–263.
- Malinvaud*, Edmund M. (1953). Capital Accumulation and Efficient Allocation of Resources. *Econometrica* 21, S. 233–268.

- Manasse, Paolo* (1996). Are Taxes too Low? *Journal of Economic Dynamics and Control* 20, S. 1263–1288.
- Mankiw, N. Gregory* (1987). The Optimal Collection of Seigniorage: Theory and Evidence. *Journal of Monetary Economics* 20, S. 327–342.
- Mankiw, N. Gregory / Miron, Jeffrey A.* (1990). Should the Fed Smooth Interest Rates? The Case of Seasonal Monetary Policy. *Carnegie-Rochester-Conference Series on Public Policy* 34, S. 41–69.
- Marty, Alvin L.* (1976). A Note on the Welfare Cost of Money Creation. *Journal of Monetary Economics* 2, S. 121–124.
- Mas-Colell, Andreu / Whinston, Michael D. / Green, Jerry* (1995). *Microeconomic Theory*. Oxford u. a. O. (Oxford University Press).
- Maskin, Eric / Tirole, Jean* (1988). A Theory of Dynamic Oligopoly I: Overview and Quantity Competition With Large Fixed Costs. *Econometrica* 56, S. 549–569.
- Masson, Paul R.* (1985). The Sustainability of Fiscal Deficits. *IMF Staff Papers* 32, S. 577–605.
- Maunz, Theodor / Zippelius, Reinhold* (1985). *Deutsches Staatsrecht*, 26. Auflage. München (Beck).
- McCallum, Bennett T.* (1979). The Current State of the Policy-Ineffectiveness Debate. *American Economic Review – Papers and Proceedings* 69, S. 240–245.
- (1981). Monetarist Principles and the Money Stock Growth Rule. *American Economic Review – Papers and Proceedings* 71, S. 134–138.
  - (1984). Are Bond-Financed Deficits Inflationary? A Ricardian Analysis. *Journal of Political Economy* 92, S. 123–135.
  - (1987). The Optimal Inflation Rate in an Overlapping-Generations Economy with Land. In: William A. Barnett / Kenneth J. Singleton, Hrsg., *New Approaches to Monetary Economics*, S. 325–339. Cambridge u. a. O. (Cambridge University Press).
  - (1989). *Monetary Economics. Theory and Policy*. New York (Macmillan).
  - (1990). Inflation: Theory and Evidence. In: Benjamin M. Friedman / Frank H. Hahn, Hrsg., *Handbook of Monetary Economics*, Volume 2, S. 963–1012. Amsterdam u. a. O. (North-Holland).
- McCandless, George T. mit Neil Wallace* (1992). *Introduction to Dynamic Macroeconomic Theory*. Cambridge und London (Harvard University Press).
- Metzler, Lloyd A.* (1951). Wealth, Saving, and the Rate of Interest. *Journal of Political Economy* 59, S. 93–116.
- Mills, Terence* (1990). *Time Series Techniques for Economists*. Cambridge u. a. O. (Cambridge University Press).
- Minford, Patrick* (1988). Interest Rates and Bond Financed Deficits in a Ricardian Two-Party Democracy. *Weltwirtschaftliches Archiv* 124, S. 387–402.
- (1992). *Rational Expectations Macroeconomics. An Introductory Handbook*. Oxford (Basil Blackwell).



- Minford, Patrick / Peel, David A.* (1982). The Political Theory of the Business Cycle. *European Economic Review* 17, S. 253–270.
- Mishkin, Frederic S.* (1984). The Real Interest Rate: A Multi-Country Empirical Study. *Canadian Journal of Economics* 17, S. 283–311.
- Mückl, Wolfgang J.* (1981). Ein Beitrag zur Theorie der Staatsverschuldung. *Finanzarchiv N.F.* 39, S. 255–278.
- Mueller, Dennis C.* (1989). *Public Choice II. A revised edition of Public Choice.* Cambridge u. a. O. (Cambridge University Press).
- Muscatelli, V. A. / Hurn, S.* (1992). Cointegration and Dynamic Time Series Models. *Journal of Economic Surveys* 6, S. 1–44.
- Musgrave, Richard A.* (1958). Theorie der öffentlichen Schuld. In: Wilhelm Gerloff / Fritz Neumark, Hrsg., *Handbuch der Finanzwissenschaft*, Band 3, S. 68–137. Tübingen (Mohr-Siebeck).
- (1959). *The Theory of Public Finance.* New York u. a. O. (McGraw-Hill).
- Muth, John F.* (1961). Rational Expectations and the Theory of Price Movements. *Econometrica* 29, S. 315–335.
- Nelson, Charles R. / Kang, Heejoon* (1981). Spurious Periodicity in Inappropriately Detrended Time Series. *Econometrica* 49, S. 741–751.
- (1984). Pitfalls in the Use of Time as an Explanatory Variable. *Journal of Business and Economic Statistics* 2, S. 73–82.
- Nelson, Charles R. / Plosser, Charles I.* (1982). Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series – Some Evidence and Implications. *Journal of Monetary Economics* 10, S. 139–162.
- Nerlove, Marc / Grether, David M. / Carvalho, Jose L.* (1979). *Analysis of Economic Time Series: A Synthesis.* New York (Academic Press).
- von Neumann, John / Morgenstern, Oskar* (1944). *Theory of Games and Economic Behavior.* Princeton (Princeton University Press).
- Neumann, Manfred J. M.* (1981). Inflation und Staatsverschuldung. *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften* 101, S. 113–126.
- (1992). Seigniorage in the United States: How Much Does the U.S. Government Make from Money Production? *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 74, March/April 1992, S. 29–40.
- (1993). Die Deutsche Bundesbank als Modell für eine europäische Zentralbank? In: Dieter Duwendag / Jürgen Siebke, Hrsg., *Europa vor dem Eintritt in die Wirtschafts- und Währungsunion*, S. 81–95. Berlin (Duncker & Humblot).
- Nordhaus, William* (1975). The Political Business Cycle. *Review of Economic Studies* 42, S. 169–190.
- (1989). Alternative Approaches to the Political Business Cycle. *Brookings Papers on Economic Activity*, Nr. 2, S. 1–68.
- Norpoth, Helmut* (1984). Politics, Economics, and Presidential Popularity. Mimeo., State University of New York at Stony Brook, Stony Brook.
- Norpoth, Helmut / Yantek, Thom* (1983). Macroeconomic Conditions and Fluctuations of Presidential Popularity: The Question of Lagged Effects. *American Political Science Review* 27, S. 785–807.

- NZZ, (Neue Züricher Zeitung), (1993). Unübersichtliche Staatsfinanzen Deutschlands. Verwirrende Nebenhaushalte und Sondervermögen. Neue Züricher Zeitung, Sonntag/Montag, 23./24. Mai 1993, Fernaussgabe Nr. 116, S. 10.
- (1995). Ringen um ein ausgeglichenes Budget der USA. Neue Züricher Zeitung, Freitag, 3. März 1995, Fernaussgabe Nr. 51, S. 13.
- Oberhauser, Alois (1995). Die Last der Staatsverschuldung. Kredit und Kapital 28, S. 346–367.
- O'Connell, Stephen A. / Zeldes, Stephen P. (1988). Rational Ponzi Games. International Economic Review 29, S. 431–450.
- Ooms, Marius (1994). Empirical Vector Autoregressive Modeling. Berlin u. a. O. (Springer).
- Osborn, Denise R. / Chui, P. L. / Smith, Jeremy P. / Birchenhall, C. R. (1988). Seasonality and the Order of Integration for Consumption. Oxford Bulletin of Economics and Statistics 50, S. 361–377.
- Pankratz, Alan (1983). Forecasting With Univariate Box-Jenkins Models: Concepts and Cases. New York u. a. O. (Wiley).
- Park, Joon Y. / Phillips, Peter C. B. (1988). Statistical Inference in Regressions With Integrated Processes: Part I. Econometric Theory 4, S. 468–497.
- Patinkin, Don (1965). Money, Interest, and Prices, 2. Auflage. New York (Harper & Row).
- Persson, Mats / Persson, Torsten / Svensson, Lars E. O. (1987). Time Consistency of Fiscal and Monetary Policy. Econometrica 55, S. 1419–1432.
- Persson, Torsten (1988). Credibility of Macroeconomic Policy: An Introduction and a Broad Survey. European Economic Review 32, S. 519–532.
- Persson, Torsten / Svensson, Lars E. O. (1984). Time-Consistent Fiscal Policy and Government Cash Flow. Journal of Monetary Economics 14, S. 365–374.
- (1988). Checks and Balances on the Government Budget. In: Elhanan Helpman / Assaf Razin / Efraim Sadka, Hrsg., Economic Effects of the Government Budget, S. 199–214. Cambridge und London (MIT Press).
- (1989). Why a Stubborn Conservative Would Run a Deficit: Policy With Time Inconsistent Preferences. Quarterly Journal of Economics 104, S. 325–340.
- Persson, Torsten / Tabellini, Guido (1990). Macroeconomic Policy, Credibility and Politics. New York u. a. O. (Harwood).
- Pesaran, M. Hashem (1987). The Limits to Rational Expectations. Oxford (Basil Blackwell).
- Pfeffer, Nikolaus, jr. (1997). Geld und allokatives Güterspektrum in modernen Theorien der nichtnaturalen Transaktionswirtschaft. Unveröffentlichtes Manuskript, Technische Universität Berlin.
- Phelps, Edmund S. (1961). The Golden Rule of Accumulation: A Fable for Growthmen. American Economic Review 51, S. 638–643.
- (1973). Inflation in the Theory of Public Finance. Swedish Journal of Economics 75, S. 67–82.

- Phillips*, Peter C. B. (1986). Understanding Spurious Regressions in Econometrics. *Journal of Econometrics* 33, S. 311–340.
- (1987a). Time Series Regression With a Unit Root. *Econometrica* 55, S. 277–301.
- (1987b). Towards a Unified Asymptotic Theory for Autoregression. *Biometrika* 74, S. 535–547.
- Phillips*, Peter C. B. / *Durlauf*, Steven N. (1986). Multiple Time Series Regressions with Integrated Processes. *Review of Economic Studies* 53, S. 473–495.
- Phillips*, Peter C. B. / *Ouliaris*, Sam (1990). Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration. *Econometrica* 58, S. 165–193.
- Phillips*, Peter C. B. / *Perron*, Pierre (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika* 75, S. 335–346.
- Pigou*, Arthur Cecil (1947). *A Study in Public Finance*, 3. Auflage, Reprint 1956. London (Macmillan).
- Pissarides*, Christopher A. (1980). British Government Popularity and Economic Performance. *Economic Journal* 90, S. 569–581.
- Plosser*, Charles I. (1982). Government Financing Decisions and Asset Returns. *Journal of Monetary Economics* 9, S. 325–352.
- (1987). Further Evidence on the Relation between Fiscal Policy and the Term Structure. *Journal of Monetary Economics* 20, S. 343–367.
- Plosser*, Charles I. / *Schwert*, G. William (1977). Estimation of a Noninvertible Moving-Average Process: The Case of Overdifferencing. *Journal of Econometrics* 6, S. 199–224.
- (1978). Money, Income, and Sunspots: Measuring Economic Relationships and the Effects of Differencing. *Journal of Monetary Economics* 4, S. 637–660.
- Pommerehne*, Werner W. (1978). Institutional Approaches to Public Expenditure. Empirical Evidence From Swiss Municipalities. *Journal of Public Economics* 9, S. 255–280.
- (1990). The Empirical Relevance of Comparative Institutional Analysis. *European Economic Review* 34, S. 458–469.
- Popper*, Karl R. (1994). *Logik der Forschung*, 10. Auflage. Tübingen (Mohr-Siebeck).
- Poterba*, James M. (1994). State Response to Fiscal Crises: The Effects of Budgetary Institutions and Politics. *Journal of Political Economy* 102, S. 799–821.
- (1995). Balanced Budget Rules and Fiscal Policy: Evidence from the States. *National Tax Journal* 48, S. 329–336.
- Poterba*, James M. / *Rotemberg*, Julio J. (1990). Inflation and Taxation With Optimizing Governments. *Journal of Money, Credit, and Banking* 22, S. 1–18.
- Ramsey*, Frank P. (1927). A Contribution to the Theory of Taxation. *Economic Journal* 37, S. 47–61.
- (1928). A Mathematical Theory of Saving. *Economic Journal* 38, S. 543–559.

- Rawls*, John A. (1971). *A Theory of Justice*. Cambridge (Belknap Press).
- Razin*, Assaf / *Sadka*, Efraim (1989). *International Tax Competition and Gains from Tax Harmonization*. National Bureau of Economic Research, Working Paper, Nr. 3152, Cambridge, MA.
- (1991). *Vanishing Tax on Capital Income in the Open Economy*. National Bureau of Economic Research, Working Paper, Nr. 3796, Cambridge, MA.
- Rebelo*, Sergio (1991). *Long-Run Policy Analysis and Long-Run Growth*. *Journal of Political Economy* 99, S. 500–521.
- Reimers*, Hans-Eggert (1991). *Analyse Kointegrierter Variablen mittels Vektor-autoregressiver Modelle*. Berlin (Physica).
- Rhee*, Changyong (1991). *Dynamic Inefficiency in an Economy with Land*. *Review of Economic Studies* 58, S. 791–797.
- Richter*, Wolfram F. / *Wiegard*, Wolfgang (1993). *Zwanzig Jahre »Neue Finanzwissenschaft«*. *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften* 102, S. 169–224 u. 337–400.
- Riker*, William H. / *Ordeshook*, Peter C. (1968). *A Theory of the Calculus of Voting*. *American Political Science Review* 62, S. 25–42.
- Roberds*, William (1991). *Implications of Extended Present Value Budget Balance: Application to Postwar U.S. Data*. In: Lars Peter Hansen / Thomas J. Sargent, Hrsg., *Rational Expectations Econometrics*, S. 163–176. Boulder (Westview Press).
- Rock*, James M., Hrsg. (1991). *Debt and the Twin Deficits*. Mountain View (Mayfield Publishing Co.).
- Rogoff*, Kenneth (1990). *Equilibrium Political Budget Cycles*. *American Economic Review* 80, S. 21–36.
- Rogoff*, Kenneth / *Sibert*, Anne (1988). *Elections and Macroeconomic Policy Cycles*. *Review of Economic Studies* 55, S. 1–16.
- Romer*, Paul M. (1986). *Increasing Returns and Long-Run Growth*. *Journal of Political Economy* 94, S. 1002–1037.
- Roubini*, Nouriel / *Sachs*, Jeffrey D. (1989a). *Political and Economic Determinants of Budget Deficits in the Industrial Democracies*. *European Economic Review* 33, S. 903–933.
- (1989b). *Government Spending and Budget Deficits in the Industrial Countries*. *Economic Policy* 8, S. 100–132.
- Rowley*, Charles K. (1987a). *The Legacy of Keynes: From the General Theory to Generalized Budget Deficits*. In: James M. Buchanan / Charles K. Rowley / Robert D. Tollison, Hrsg., *Deficits*, S. 143–172. Oxford (Basil Blackwell).
- (1987b). *The Constitutional Route to Effective Budgetary Reform*. In: James M. Buchanan / Charles K. Rowley / Robert D. Tollison, Hrsg., *Deficits*, S. 391–406. Oxford (Basil Blackwell).
- Rowley*, Charles K. / *Shughart*, William F. / *Tollison*, Robert D. (1987). *Interest Groups and Deficits*. In: James M. Buchanan / Charles K. Rowley / Robert D. Tollison, Hrsg., *Deficits*, S. 263–280. Oxford (Basil Blackwell).

- Rübbelke*, Dirk (1995). Grenzen der Staatsschuld aus der Sicht der neueren Theorie. Unveröffentlichte Diplomarbeit, Humboldt Universität zu Berlin, Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät, Berlin.
- Sahasakul*, Chaipat (1986). The U.S. Evidence on Optimal Taxation over Time. *Journal of Monetary Economics* 18, S. 251–275.
- Said*, S. E. / *Dickey*, David A. (1984). Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order. *Biometrika* 71, S. 599–607.
- Saint-Paul*, Gilles (1992). Fiscal Policy in an Endogenous Growth Model. *Quarterly Journal of Economics* 57, S. 1243–1259.
- Samuelson*, Paul A. (1958). An Exact Consumption-Loan Model of Interest With or Without the Social Contrivance of Money. *Journal of Political Economy* 66, S. 467–482.
- Sargan*, J. Dennis / *Bhargava*, Alok S. (1983). Testing Residuals from Least Square Regression for Being Generated by the Gaussian Random Walk. *Econometrica* 51, S. 153–174.
- Sargent*, Thomas J. (1986). Interpreting the Reagan Deficit. *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, Fall 1986, S. 5–12.
- (1987). *Macroeconomic Theory*, 2. Auflage. New York u. a. O. (Academic Press).
- Sargent*, Thomas J. / *Wallace*, Neil (1981). Some Unpleasant Monetarist Arithmetic. *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Winter 1981, S. 1–17.
- Schlesinger*, Helmut / *Weber*, Manfred / *Ziebarth*, Gerhard (1993). Staatsverschuldung – ohne Ende? Zur Rationalität und Problematik des öffentlichen Kredits. Darmstadt (Wissenschaftliche Buchgesellschaft).
- Schlittgen*, Rainer / *Streitberg*, Bernhard H. J. (1991). *Zeitreihenanalyse*, 4. Auflage. München und Wien (Oldenbourg).
- Schneider*, Friedrich (1978). Politisch-Ökonomische Modelle. Theoretische und empirische Ansätze. Kronberg (Athenäum).
- Schneider*, Friedrich / *Frey*, Bruno S. (1988). Politico-economic Models of Macroeconomic Policy. A Review of the Empirical Evidence. In: Thomas D. Willett, Hrsg., *Political Business Cycle: The Political Economy of Money, Inflation, and Unemployment*, S. 239–275. Durham (Duke University Press).
- Schneider*, Friedrich / *Pommerehne*, Werner W. (1983). Macroeconomica della Crescita in Disequilibrio e Settore Pubblico in Espansione: Il Peso delle Differenze Istituzionali. *Rivista Internazionale de Scienze Economiche e Commerciali* 33, S. 306–320.
- Schofield*, Norman (1987). Coalitions in West European Democracies: 1945–1986. Mimeo., Washington University, St. Louis.
- Schumpeter*, Joseph A. (1950). *Capitalism, Socialism and Democracy*, 3. Auflage. New York (Harper & Row).
- Schultze*, Charles L. (1995). The Balanced Budget Amendment: Needed? Effective? Efficient? *National Tax Journal* 48, S. 317–328.

- Schwert*, G. William (1987). Effects of Model Specification on Tests for Unit Roots in Macroeconomic Data. *Journal of Monetary Economics* 20, S. 73–103.
- (1989). Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation. *Journal of Business and Economic Statistics* 7, S. 147–159.
- Seater*, John J. (1981). The Market Value of Outstanding Government Debt, 1919–1975. *Journal of Monetary Economics* 8, S. 85–96.
- (1982). Marginal Federal Personal and Corporate Income Tax Rates in the U.S., 1909–1975. *Journal of Monetary Economics* 10, S. 361–382.
- (1993). Ricardian Equivalence. *Journal of Economic Literature* 31, S. 142–190.
- Sheffrin*, Steven (1983). *Rational Expectations*. Cambridge u. a. O. (Cambridge University Press).
- Shughart*, William F. / *Tollison*, Robert D. (1987). The Vote Motive and the Debt: A Contingent Liability Approach. In: James M. Buchanan / Charles K. Rowley / Robert D. Tollison, Hrsg., *Deficits*, S. 218–235. Oxford (Basil Blackwell).
- Sidrauski*, Miguel (1967). Rational Choice and Patterns of Growth in a Monetary Economy. *American Economic Review – Papers and Proceedings* 57, S. 534–544.
- Simon*, Herbert A. (1978). Rationality as Process and as Product of Thought. *American Economic Review – Papers and Proceedings* 68, S. 1–16.
- Sims*, Christopher A. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica* 48, S. 1–48.
- (1993). Rational Expectations Modeling with Seasonally Adjusted Data. *Journal of Econometrics* 55, S. 9–19.
- Sims*, Christopher A. / *Stock*, James H. / *Watson*, Mark W. (1990). Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Root. *Econometrica* 58, S. 113–144.
- Sinn*, Hans-Werner (1987). *Capital Income Taxation and Resource Allocation*. Amsterdam u. a. O. (North-Holland).
- Smith*, Gregor W. / *Zin*, Stanley E. (1991). Persistent Deficits and the Market Value of Government Debt. *Journal of Applied Econometrics* 6, S. 31–44.
- Stigler*, George J. (1973). General Economic Conditions and National Elections. *American Economic Review – Papers and Proceedings* 63, S. 155–160.
- Stimson*, J. A. (1976). Public Support for American Presidents: A Cyclical Model. *Public Opinion Quarterly* 23, S. 1–21.
- Stock*, James H. (1987). Asymptotic Properties of Least Square Estimates of Cointegrating Vectors. *Econometrica* 55, S. 1035–1056.
- (1990). Unit Roots in Real GNP: Do We Know and Do We Care? A Comment. In: Allan H. Meltzer, Hrsg., *Unit Roots, Investment Measures, and Other Essays*, *Carnegie-Rochester-Conference Series on Public Policy*, Volume 32, Amsterdam u. a. O. (North-Holland) S. 63–82.

- (1994). Unit Roots, Structural Breaks and Trends. In: Robert F. Engle / Daniel McFadden, Hrsg., *Handbook of Econometrics*, Volume 4, S. 2740–2841. Amsterdam u. a. O. (Elsevier).
- Stock*, James H. / *Watson*, Mark W. (1988a). Testing for Common Trends. *Journal of the American Statistical Association* 83, S. 1097–1107.
- (1988b). Variable Trends in Economic Time Series. *Journal of Economic Perspectives* 2, Nr. 3, S. 147–174.
- (1989). Interpreting the Evidence on Money-Income-Causality. *Journal of Econometrics* 40, S. 161–181.
- Strotz*, Robert (1955). Myopia and Inconsistency in Dynamic Utility Maximization. *Review of Economic Studies* 23, S. 165–180.
- Tabellini*, Guido (1990). Domestic Politics and the International Coordination of Fiscal Policies. *Journal of International Economics* 28, S. 245–265.
- (1991). The Politics of Intergenerational Redistribution. *Journal of Political Economy* 99, S. 335–357.
- Tabellini*, Guido / *Alesina*, Alberto (1990). Voting on the Budget Deficit. *American Economic Review* 80, S. 37–49.
- Tabellini*, Guido / *La Via*, Vincenzo (1989). Money, Deficit and Public Debt in the United States. *Review of Economics and Statistics* 71, S. 15–25.
- Taylor*, M. J. / *Herman*, V. M. (1971). Party Systems and Government Stability. *American Political Science Review* 65, S. 28–37.
- Tirole*, Jean (1982). On the Possibility of Speculation Under Rational Expectations. *Econometrica* 50, S. 1163–1181.
- (1985). Asset Bubbles and Overlapping Generations. *Econometrica* 53, S. 1499–1528.
- Tower*, Edward (1971). More on the Welfare Cost of Inflationary Finance. *Journal of Money, Credit, and Banking* 3, S. 850–860.
- Trehan*, Bharat / *Walsh*, Carl E. (1988). Common Trends, the Government Budget Constraint, and Revenue Smoothing. *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, S. 425–444.
- (1990). Seignorage and Tax Smoothing in the U.S. 1914–1986. *Journal of Monetary Economics* 25, S. 97–112.
- (1991). Testing Intertemporal Budget Constraints: Theory and Applications to U.S. Federal Budget and Current Account Deficits. *Journal of Money, Credit, and Banking* 23, S. 206–223.
- Tufte*, Edward R. (1978). *Political Control of the Economy*. Princeton (Princeton University Press).
- van Velthoven*, Ben C. J. / *van Winden*, Frans A. A. M. (1985). Toward a Politico-Economic Theory of Social Security. *European Economic Review* 27, S. 263–289.
- (1986). Social Classes and State Behavior. *Journal of Institutional and Theoretical Economics* 142, S. 542–570.
- (1990). A Behavioural Model of Government Budget Deficits. *Public Finance* 45, S. 128–161.



- van Velthoven, Ben C. J. / Verbon, Harrie A. A. / van Winden, Frans A. A. M. (1993). The Political Economy of Government Debt: A Survey. In: Harrie A. A. Verbon / Frans A. A. M. van Winden, Hrsg., The Political Economy of Government Debt, S. 3–36. Amsterdam u. a. O. (North-Holland).
- van Winden, Frans A. A. M. (1981). On the Interaction between the State and the Private Sector. Amsterdam u. a. O. (North-Holland).
- Vaubel, Roland (1993). Eine Public-Choice Analyse der Deutschen Bundesbank und ihre Implikation für die Europäische Währungsunion. In: Dieter Duwendag / Jürgen Siebke, Hrsg., Europa vor dem Eintritt in die Wirtschafts- und Währungsunion, S. 23–79. Berlin (Duncker & Humblot).
- Verbon, Harrie A. A. / van Winden, Frans A. A. M., Hrsg. (1993). The Political Economy of Government Debt. Amsterdam u. a. O. (North-Holland).
- Watson, Mark W. (1994). Vector Autoregressions and Cointegration. In: Robert F. Engle / Daniel McFadden, Hrsg., Handbook of Econometrics, Volume 4, S. 2843–2915. Amsterdam u. a. O. (Elsevier).
- WBBMF, (Wissenschaftlicher Beirat beim Bundesministerium der Finanzen), (1994). Zur Bedeutung der Maastricht-Kriterien für die Verschuldungsgrenzen von Bund und Länder, Schriftenreihe des Bundesministeriums der Finanzen, Heft 54. Bonn (Stollfuß).
- Weck, Hannelore (1983). Schattenwirtschaft: Eine Möglichkeit zur Einschränkung der öffentlichen Verwaltung? Frankfurt am Main u. a. O. (Lang).
- Weil, Philippe (1987). Love Thy Children: Reflections on the Barro Debt Neutrality Theorem. Journal of Monetary Economics 19, S. 377–391.
- (1989). Overlapping Families of Infinitely-Lived Agents. Journal of Public Economics 38, S. 183–198.
- von Weizsäcker, Robert K. (1992). Staatsverschuldung und Demokratie. Kyklos 45, S. 51–67.
- Welzel, Peter (1993). Zur zeitlichen Kausalität von öffentlichen Einnahmen und Ausgaben. Empirische Ergebnisse für Bund, Länder und Gemeinden in der Bundesrepublik Deutschland. Arbeitspapier, Vortrag auf der Jahrestagung des Vereins für Sozialpolitik 1993 in Münster.
- Whiteley, Paul (1984). Macroeconomic Performance and Government Popularity in Britain – The Short Run Dynamics. Mimeo., University of Bristol, Bristol.
- Wickens, Michael R. (1993). The Sustainability of Fiscal Policy and the Maastricht Conditions. Centre for Economic Forecasting. Discussion Paper Nr. 10-93.
- Wicksell, Knut (1896). Finanztheoretische Untersuchungen nebst Darstellung und Kritik des Steuerwesens Schwedens. Jena (G. Fischer).
- (1958). A New Principle of Just Taxation. In: Richard A. Musgrave / Alan T. Peacock, Hrsg., Classics in the Theory of Public Finance, S. 72–118. London (Macmillan).
- Wilcox, David (1989). The Sustainability of Government Deficits: Implications of the Present-Value Borrowing Constraint. Journal of Money, Credit, and Banking 21, S. 291–306.

- Wildasin*, David E. (1990). Non-Neutrality of Debt With Endogenous Fertility. *Oxford Economic Papers* 42, S. 414–428.
- Wiseman*, J. (1986). Public Debt and Policy: An Evaluation of Recent History. in: B. P. Herber, Hrsg., *Public Finance and Public Debt*, S. 243–253. Detroit (Wayne State University Press).
- Wittman*, Donald (1977). Candidates With Policy Preferences: A Dynamic Model. *Journal of Economic Theory* 14, S. 180–189.
- (1983). Candidate Motivation: A Synthesis of Alternative Theories. *American Political Science Review* 77, S. 142–157.
- Wold*, Herman (1938). *A Study in the Analysis of Stationary Time Series*. Stockholm (Almqvist and Wiksell).
- Wolf*, Matthias (1996). Wicksell als Finanzwissenschaftler. Ein Porträt. Humboldt Universität zu Berlin, Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät, Diskussionspapier 71, Berlin.
- Woodford*, Michael (1990). The Optimum Quantity of Money. In: Benjamin M. Friedman / Frank H. Hahn, Hrsg., *Handbook of Monetary Economics*, Volume 2, S. 1067–1152. Amsterdam u. a. O. (North-Holland).
- Yantek*, Thom (1982). Public Support for Presidential Performance: A Study of Macroeconomic Effects. *Polity* 15, S. 268–278.
- Yule*, G. U. (1926). Why Do We Sometimes Get Nonsense-Correlations Between Times-Series? *Journal of the Royal Statistical Society B* 89, S. 1–64.
- Zhu*, Xiaodong (1992). Optimal Fiscal Policy in a Stochastic Growth Model. *Journal of Economic Theory* 58, S. 250–289.
- Ziebarth*, Gerhard (1995). Methodik und Technik der Bestimmung struktureller Budgetdefizite. Volkswirtschaftliche Forschungsgruppe der Deutschen Bundesbank, Diskussionspapier 2/1995, Frankfurt am Main.

## Definition der Variablen und Quellen

Abschnitt I behandelt die wohlfahrtsökonomischen Variablen, die bei der Analyse des »Tax-Smoothing«-Ansatzes Verwendung gefunden haben; die aufgeführten ökonomischen Zeitreihen wurden freundlicherweise vom Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung (DIW) zur Verfügung gestellt. Dahingegen stellt Abschnitt II die politökonomischen Variablen sowie deren Quellen dar.

### I. Wohlfahrtsökonomische Variablen

Preisindex der Lebenshaltung privater Haushalte: »PreisNi«.

Quelle: Deutsche Bundesbank, Monatsberichte der Deutschen Bundesbank. IX. Allgemeine Konjunkturlage – Westdeutschland, Tabelle 7: Preise. Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte, insgesamt (März 1985 = 100).

Output (Nettoproduktion des produzierenden Gewerbes): »Output«.

Quelle: Deutsche Bundesbank, Monatsberichte der Deutschen Bundesbank. IX. Allgemeine Konjunkturlage – Westdeutschland, Tabelle 2: Index der Nettoproduktion für das Produzierende Gewerbe. Verarbeitendes Gewerbe insgesamt (März 1984 = 100).

Staatliche Ausgaben (Kassenausgaben des Bundes): »ExpdBund«.

Quelle: Deutsche Bundesbank, Monatsberichte der Deutschen Bundesbank. VIII. Öffentliche Finanzen, Tabelle 3: Kassenmäßige Entwicklung des Bundeshaushaltes. Kassenausgaben (Mrd. DM).

Steuereinnahmen des Bundes: »TaxBund«.

Quelle: Deutsche Bundesbank, Monatsberichte der Deutschen Bundesbank. VIII. Öffentliche Finanzen, Tabelle 4: Steuereinnahmen der Gebietskörperschaften. Bund, Länder und Europäische Gemeinschaften, Bund (Mio. DM).

Veränderung der marktmäßigen Verschuldung: »BundDef«.

Quelle: Deutsche Bundesbank, Monatsberichte der Deutschen Bundesbank. VIII. Öffentliche Finanzen, Tabelle 3: Kassenmäßige Entwicklung des Bundeshaushaltes. Finanzierung, Veränderung der marktmäßigen Verschuldung (Mrd. DM).

Verschuldung des Bundes (Insgesamt): »DebtBund«.

Quelle: Deutsche Bundesbank, Monatsberichte der Deutschen Bundesbank. VIII. Öffentliche Finanzen, Tabelle 11: Verschuldung des Bundes. Insgesamt (Mio. DM).

Zinsen – Umlaufrendite, Kapitalmarktzins: »ZinsKap«.

Quelle: Deutsche Bundesbank, Monatsberichte der Deutschen Bundesbank. VI. Kapitalmarkt, Tabelle 6: Renditen inländischer Wertpapiere. Umlaufrenditen sich im Umlauf befindlicher Wertpapiere, festverzinsliche Wertpapiere insgesamt.

## II. Politökonomische Variablen

Dummyvariable für die Deutsche Vereinigung: »DtVer«.

0: alte Bundesländer.

1: neue und alte Bundesländer.

Politische (ideologische) Ausrichtung des Bundesrates: »IdeoRat«.

0: Konservativ-liberale Mehrheit.

1: Sozialdemokratische Mehrheit.

Quelle: Statistisches Bundesamt, Statistisches Jahrbuch. 4. Wahlen, 4.8 Parteizugehörigkeit der Mitglieder der Bundesregierung und der Länderregierungen sowie Stimmenzahl der Länder im Bundesrat. (Verschiedene Ausgaben.)

Politische (ideologische) Ausrichtung der Bundesregierung: »IdeoBund«.

0: Konservativ-liberale Koalition.

0.5: Große Koalition.

1: Sozial-liberale Koalition.

Quelle: Statistisches Bundesamt, Statistisches Jahrbuch. 4. Wahlen, 4.3 Wahlen zum Deutschen Bundestag sowie 4.4 Sitze im Deutschen Bundestag; 4.8 Parteizugehörigkeit der Mitglieder der Bundesregierung und der Länderregierungen sowie Stimmenzahl der Länder im Bundesrat. (Verschiedene Ausgaben.)

Politische Übereinstimmung der Mehrheiten im Bundestag (Bundesregierung) und Bundesrat: »Kongr«.

1: Keine Übereinstimmung.

0: Übereinstimmung.

Quelle: Siehe ideologische Ausrichtung des Bundesrates »IdeoRat« und ideologische Ausrichtung der Bundesregierung »IdeoBund«.

Popularität der CDU/CSU (Bund): »PopCDU«.

Popularitätswerte für die CDU/CSU auf der Basis der »Sonntagsfrage« (Zweitstimmenanteil). Quelle: Allensbacher Jahrbuch für Demoskopie. (Verschiedene Ausgaben.)

Popularität der FDP (Bund): »PopFDP«.

Popularitätswerte für die CDU/CSU auf der Basis der »Sonntagsfrage« (Zweitstimmenanteil). Quelle: Allensbacher Jahrbuch für Demoskopie. (Verschiedene Ausgaben.)

Popularität der SPD (Bund): »PopSPD«.

Popularitätswerte für die CDU/CSU auf der Basis der »Sonntagsfrage«

(Zweitstimmenanteil). Quelle: Allensbacher Jahrbuch für Demoskopie. (Verschiedene Ausgaben.)

Popularität der Parteien, welche die Bundesregierung stellen: »GovPop«.

Christlich-liberale Koalition: 65:01 bis 66:09 (»PopCDU« + »PopFDP«).

Christliche (Minderheits-)Regierung: 66:10 bis 66:11 (»PopCDU«).

Große Koalition: 66:12 bis 69:08 (»PopCDU« + »PopSPD«).

Sozialliberale Koalition: 69:09 bis 82:09 (»PopSPD« + »PopFDP«).

Christlich-liberale Koalition: ab 82:10 (»PopCDU« + »PopFDP«).

Popularitätsüberschuß der Regierung: »PopDiff«.

PopDiff := GovPop - 52.5%.

Termin einer Bundestagswahl: »WahlBund«.

0: kein Wahltermin.

1: Termin einer Wahl.

Quelle: Statistisches Bundesamt, Statistisches Jahrbuch. 4. Wahlen, 4.3 Wahlen zum Deutschen Bundestag. (Verschiedene Ausgaben.)

Termin einer Landtagswahl: »WahlLand«.

0: kein Wahltermin.

1: Termin einer Landtagswahl.

Quelle: Statistisches Bundesamt, Statistisches Jahrbuch. 4. Wahlen, 4.8 Parteizugehörigkeit der Mitglieder der Bundesregierung und der Länderregierungen sowie Stimmenzahl der Länder im Bundesrat. (Verschiedene Ausgaben.)



## Sachwortregister

Der Zusatz n nach einer Seitenangabe verweist auf ein Sachwort in einer Fußnote.

- Abgabenbelastung, 21
- Abstimmungsregeln, 243n, 246, 249
- Äquivalenzprinzip der Besteuerung, 202
- Akaike's Informations-Kriterium, 337
- Allokation, intertemporale, 29
- allwissender, wohlwollender Diktator, 25, 55, 97, 149, 243, 284, 313, 438
- Analyse
  - politökonomische, 25, 187
  - wohlfahrtsökonomische, 25
- ARIMA-Modell, 289–297
  - saisonale Prozesse, 291
- ARMA-Modell, 291
- as-if-Ansatz, 33n, 324, 382n, 440
- Autokorrelation, 292
- Autokorrelationsfunktion, 291
  - partielle, 291, 296
  - theoretische, 292–295
  - von integrierten Prozessen, 296
- Autokovarianz, 286, 292
- Autoregressiver Prozeß, 290
- Autorität
  - fiskalische, *siehe* fiskalische Autorität
  - monetäre, *siehe* monetäre Autorität
- Balanced-Budget-Amendment, 249
- Barro-Ricardo-Äquivalenz-Theorem, 57–59
  - Modellannahmen des, 58n
  - Ponzi-Spiel und das, 59
  - realwirtschaftliche Effekte des, 101n
  - Transversalitätsbedingung und das, 59
  - wirksame Erbschaften und das, 58, 62–65
- Basisgeld, *siehe* High-Powered-Money
- Beschränkung der staatlichen Kreditaufnahme
  - durch das Balanced-Budget-Amendment, 249
  - formell-verfahrensbezogene, 249
  - makroökonomische, 248
  - objekt- und verwendungsbezogene, 248
- Besteuerungskapazität, 29, 42, 67
- Bestuerungsmacht, 42
- bindende Abmachung, 178
  - Ramsey-Politik und, 181
- bindende Regeln, *siehe* Regeln, bindende
- Bounded-Rational-Learning-Modelle, 34n
- Box-Cox-Transformation, 287n
- Budgetausgleich, 29, 40, 43
  - als moralische Norm, 200
  - intertemporaler, 44
- Budgetbeschränkung, intertemporale, 23, 29, 46, 50, 86, 314
  - empirische Überprüfung der Gültigkeit der, 83–94
  - fiskalische Anpassungsmaßnahmen zur Einhaltung der, 50, 93, 446



- loglinearisierte, 122, 315
- stochastische Modellwelt und die, 76–80
- Budgetdefizit
  - Primär-, 40
  - Sekundär-, 40
- Budgetdefizite, 21, 40
  - Abgrenzungen von, 325
  - als strategisches Instrument, 385
  - diskretionärer Handlungsspielraum durch, 447
  - Erbschaftsmotive und, 220
  - in der Ricardianischen Welt, 227
  - inflationäre Wirkung von, 41n
  - keynesianische Motivation für, 269
  - Motive für, 23–26, 97
  - permanente, *siehe* permanente Budgetdefizite
  - politökonomische Theorie der, *siehe* politökonomische Theorie der Budgetdefizite
  - Tax-Smoothing-Theorie der, *siehe* Tax-Smoothing-Theorie, Budgetdefizite und die
  - unvollständige Märkte und, 98
  - Wirkungsanalyse von, 24n, 437n
  - Zinsverpflichtungen und, 40, 43
- Budgetgleichung
  - intertemporale, 29
  - konsolidierte, 41
  - staatliche, 42
- Budgetinkrementalismus, 330
- Budgetrestriktion, 42
- Budgetverfahren, regierungsinternes, 250–252, 275–277, 441
  - Ausgaben Sperre, 252
  - Beteiligung des Parlaments, 251
  - Budgetbindung, 252
  - Flexibilität, 252
  - Gefangenendilemma, 251
  - Nachtragshaushalt, 252
- Constitutional-Economics, 242
- Deficit-Spending-Politik, 200
- Demokratie
  - direkte, 245
  - Kosten der, 244
  - repräsentative, 246
- Diagnostic-Checking
  - White-Noise-Eigenschaft der Residuen und, 396
- Differenzierung, *siehe* Integration diskretionärer Handlungsspielraum, 26, 243, 447
  - konstitutionelle Regeln und, 192
- Dominanz der Fiskalpolitik über die Geldpolitik, 41n, 262
- Durbin-Watson-d-Statistik, 287n, 309, 334
- dynamische Effizienz, 51
  - Land und, 72–74
  - stochastische Modellwelt und, 78
  - Unsicherheit und, 76–80
  - wirksame Erbschaften und, 63
- dynamische Ineffizienz, 51, 77
  - Kapitalakkumulation und, 54
- dynamische Inkonsistenz optimaler Pläne, *siehe* Zeitinkonsistenz
- Eigennutzannahme, 25n
- Einheitskreis, 290
- Einheitswurzeln, 290n
  - Test auf, *siehe* Unit-Root-Test
- Einstimmigkeitsregel, 243n
- Erbschaften
  - Altruismus bei, 60
  - wirksame, 62
- erbschaftsbeschränktes Individuum
  - und Umverteilung, 228–230
- Erbschaftsmotive, 60
  - altruistische, 78
- Erklärungsgüte, 433
- Error-Correction-Ansatz, 307n, 322
- Erwartungen, 31–36
  - öffentliche Verschuldung und, 31
  - perfekte, 33
  - rationale, *siehe* rationale Erwartungen
  - Unsicherheit und, 31
- Erwartungsbildungsprozeß, 24

- Erzwingungsmechanismus, 197
- Parteienwettbewerb als, 197
  - Reputationsverlust als, 197
- Exact-Linear-Rational-Expectations-Modelle, 37–39, 91, 170, 313, 317
- Tax-Smoothing-Theorie und, 119
- Exogenität, 393
- Finanzierungssaldo, 21**
- fiskalische Anpassungsmaßnahmen zur Einhaltung der intertemporalen Budgetbeschränkung, 22, 23n, 30, 93
- fiskalische Autorität, 23n, 40, 47, 173, 262, 324
- Fiskalpolitik
- Glaubwürdigkeit und, 178
  - keynesianische Sicht der, 105
  - konjunkturelle Schwankungen und, 124n
  - moralisches Risiko und, 180
  - Sustainability der, 47n
- formale fiskalische Restriktionen
- Budgetdefizite und, 271, 273–275
  - Flucht aus dem Budget und, 274
  - Wirksamkeit von, 274, 277
- Generational-Accounts, 97**
- gesamtwirtschaftliches Gleichgewicht, 387n
- Störung des, 248, 387
- Goldene Regel der Kapitalakkumulation, 54
- modifizierte, 53n
- Goodness-of-Fit, 334
- Gramm-Rudman-Hollings-Gesetz, 249
- Grenzen der öffentlichen Verschuldung, 29, 43–47, 67
- Besteuerungskapazität und die, 68
  - Definition der Budgetdefizite und die, 67
  - Grenzwertbetrachtung und die, 48
  - kreditfinanzierte Sekundärdefizite und die, 49n
  - wirtschaftspolitische Folgerungen aus den, 49
  - Zinslastquote und die, 47
- Grundsatz der Sparsamkeit, 294n, 363, 421
- Haushaltsentscheidungen, 384**
- Heterogene Individuen, 235
- Umverteilung durch Budgetdefizite bei, 231
- High-Powered-Money, 40, 135
- Besteuerung und, 140
  - Zugriff der fiskalischen Autorität auf, 135, 141
- Infinite-Horizon-Ansatz, 51**
- Inflationssteuer, 41n, 136
- Wohlfahrtsverluste der, 139
- institutionelle Regeln, *siehe* Regeln, institutionelle
- Beschränkung der politischen Unternehmer durch, 192
- Integration, 291
- integrierte Prozesse, 288, 307
- Autokorrelationsfunktion von, 296
  - Kointegration und, 308
- integrierte Regressoren, 287n
- Interaktion zwischen fiskalischer und monetärer Autorität, 41n, 258, 324n
- Interest-Function-Modell, 235
- Budgetdefizite und das, 236
- intergenerationelle Nutzenfunktion, 57–59
- wirksame Erbschaften und, 59–65
- intertemporale Effizienz, 51
- Interventions-Analyse, 392
- Kapitaleinkommensbesteuerung, 127–135**
- intertemporale Allokation und, 127

- Mobilität und, 134
- Real-Business-Cycle-Ansatz und, 129
- Zeitinkonsistenz und, 177
- Keynesische Revolution, 200
- Kointegration, 87, 307–310
  - Granger-Representation-Theorem und, 322
  - integrierte Prozesse und, 308
  - saisonale, 310n
  - Unit-Root-Test und, 308
- Kollektivgüter, 21n, 40
- Kompetenz, 195, 447n
- konstitutionelle Regeln, *siehe* Regeln, konstitutionelle
  - Budgetdefizite und, 271
- kontingente Politiken, 145
- kontingente Regeln, *siehe* Regeln, kontingente
- Kooperation, 217n
- Korrelationsfunktion, 290
- Kreditaufnahme, 21
  - institutionelle Beschränkung der, 247–250

#### Linear-Rational-Expectations-Modelle, 36–39

- Full-Information-Methode, 37n
- Limited-Information-Methode, 37n

#### Loglinearisierung, 121n

- der intertemporalen Budgetbeschränkung, 122, 315

#### Lucas-Kritik, 35–36

- Politik-Regeln und die, 36n

#### Machterhaltung, 441

#### Martingale-Prozeß, 118, 314, 439

#### Medianwähler-Ansatz, 195, 208, 210, 212, 245

- und Budgetdefizite, 271
- und öffentliche Verschuldung, 273

#### methodologischer Individualismus, 25n

#### monetäre Autorität, 23n, 40, 47, 135, 192n, 262

- Beziehung zur fiskalischen Autorität, 42n
- Motive der, 42n
- Moving-Average-Prozeß, 290
  - Invertierbarkeit und, 290
- multiple Gleichgewichte, 217

#### No-Ponzi-Game-Bedingung, 95

#### normative Theorie, 99, 186n

#### Öffentliche Verschuldung

- Budgetspielraum durch, 48
- endlicher Planungshorizont und die, 202
- Grenzen der, *siehe* Grenzen der öffentlichen Verschuldung
- intergenerationelle Umverteilung durch, 219–224
- relative Preise für öffentliche Güter und, 202
- Stabilisierung der, 43
- strategische Beschränkung durch, 224

#### Ökonometrische Überprüfung des kombinierten Ansatzes, 284, 408, 421–432

#### Ökonometrische Überprüfung des politökonomischen Ansatzes, 256–279, 284, 381–421

- bivariate Modellierung und die, 396–414
- Interventionsanalyse und die, 397–402
- multivariate Modellierung und die, 416–417
- Transfer-Function-Noise-Ansatz und die, 402–411

#### Ökonometrische Überprüfung des Tax-Smoothing-Ansatzes, 150–171, 284, 313–380

- Budgetdefizite des stochastischen Ansatzes und die, 342, 343
- Cross-Equation-Restriktionen und die, 318–323
- Grundlagen der, 313–323
- Kointegration und die, 365–369

- Vektorautoregression und die, 316, 318, 369–378
- Ökonomische Theorie des Wählerverhaltens, 188
- Ökonomisches Verhaltensmodell, 25, 242, 381
  - Altruismus und das, 60
  - Annahmen des, 25n
  - politischer Bereich und das, 188
  - Public-Choice-Ansatz und das, 198
  - rationale Erwartungen und das, 32
- Off-Budget-Aktivitäten, 274, 387n
- OLG-Ansatz, 51, 53
  - dynamische Effizienz im, 53
  - dynamische Ineffizienz im, 53
  - Ponzi-Spiel und der, 70
  - und die Allokation durch den Markt, 53
  - und die Allokation durch den sozialen Planer, 53
  - und die dynamische Ineffizienz der Marktlösung, 54
- optimale Geldmenge, 139
- optimale Inflationsrate, 146
- Overlapping-Generations-Ansatz, *siehe* OLG-Ansatz
- Parteien**
  - ideologische, 193, 231, 260, 441
  - opportunistische, 193
- partielle Autokorrelationsfunktion
  - theoretische, 296
- Partisan-Ansatz, 211, 260, 383
- Pay-As-You-Use-Prinzip, 97
- Perfect-Foresight-Modell, 33, 439
- Permanent-Income-Hypothese, 313, 316
  - Vektorautoregression und die, 316n
- permanente Budgetdefizite, 22, 30, 46, 79
  - Inflation durch, 66
  - Pareto-Verbesserung durch, 55
- Politik-Ineffektivitäts-Hypothese, 190
- Politik-Koordination, internationale, 225
  - und politische Verzerrung, 226
- Politikmaßnahmen
  - erwartete und unerwartete, 33
- Politikversagen, 186
- politische Entscheidungsträger, 23
- politischer Konjunkturzyklus, 193, 195, 201, 206, 239n, 257
  - bei asymmetrischen Informationen, 195, 204
  - dynamisches Spiel und, 262
  - Einsatz von Budgetdefiziten und der, 257, 385
  - Machtsicherung und der, 257–260
  - Partisan-Ansatz und der, 260–263
  - Popularitätsdefizit und, 258
  - rationale Erwartungen und, 204
  - Wahltermine und der, 201, 385
- politisches System
  - Ausgestaltung des, 263
  - direkte versus repräsentative Demokratie, 271
- politökonomische Theorie der Budgetdefizite, 253, 381, 383–388, 440
  - Amtszeit der Regierung und die, 214, 267
  - Ausgestaltung des politischen Systems und die, 263–268
  - demographische Entwicklung und, 237, 269
  - Gefangen-Dilemma und, 240
  - heterogene Präferenzen und, 218
  - ideologische Parteien und, 231–235
  - instabile Gesellschaften und, 214
  - institutionelle Regelungen und, 238
  - Interessengruppen und, 235–238, 268–271
  - Interest-Function-Modell und, 236–238
  - Koalitionsregierung und, 238–242, 265

- Machterhaltung und, 200–206
- Machtverteilung auf verschiedene Institutionen und, 241
- Off-Budget-Aktivitäten und, 274
- politischer Konflikt und, 238
- politischer Konjunkturzyklus und, 257–263
- regierungsinternes Budgetverfahren und, 275
- Regierungsstruktur und, 265–266
- staatliche Institutionen und, 238
- strategische Beschränkung und, 206–226, 239
- und Umverteilung, 207, 227–231
- Wahltermine und, 239
- Zeithorizont der politischen Unternehmer und, 238
- Zusammensetzung der Staatsausgaben und, 211–219
- Ponzi-Spiel, 22, 30, 46, 315, 381, 438
  - dynamische Ineffizienz und das, 56
  - endogene Wachstumstheorie und das, 74
  - Hinzutreten neuer Individuen und das, 56
  - öffentliche Schulden als Seifenblase und das, 56n
  - optimierende Individuen und das, 69–71
  - Pareto-Verbesserung durch ein, 30, 56
  - permanente Primärdefizite und das, 49
  - Seifenblasen und das, 30n
  - Voraussetzungen für ein, 49, 69
  - Zinsverpflichtungen und das, 46
- positive Theorie, 24n, 149, 186, 437n
  - der Budgetdefizite, 24, 99, 186, 432
  - der öffentlichen Verschuldung, 284
- Primärdefizit, 43, 45
  - relatives, 44
- Prognosegüte, 33n, 433
- Public-Choice-Ansatz, 25
  - Institutionen und der, 441
  - Ökonomisches Verhaltensmodell und der, 198
- Ramsey-Politik, 173
- Random-Walk, 130, 287
  - -Stochastic-Trend, 287n
  - -with-Drift, 297
- Rational-Expectations-Hypothese, 32
- Rational-Expectations-Modelle
  - multiple Lösungen bei, 37
- Rational-Learning-Modell, 34n
- Rational-Partisan-Ansatz, 262
- rationale Erwartungen, 24, 32, 438
  - Beschaffung von Informationen und, 34n
  - Informationen und, 32, 38, 39
  - Informationsverarbeitung bei, 32
  - Lernen aus der Erfahrung und, 32
  - ökonometrische Implementierung des Ansatzes der, 35
  - Optimalitätseigenschaft der, 33–35
  - perfekte Prognose und, 33
  - perfekte Voraussicht und, 39
  - Politikmaßnahmen und, 33
  - politischer Konjunkturzyklus und, 204
  - Prognosefehler bei, 33
- Rationalität, 32
- Rationalitätskalkül, 25n, 382n
- Referenden, 246
- Reformen
  - demokratische Legitimierung von, 446n
- Regeln
  - bindende, 26, 243, 448
  - der Kreditaufnahme, 441
  - institutionelle, 247, 386
  - konstitutionelle, 26, 192, 242–250, 386
  - kontingente, 244
  - politische Institutionen und, 245
- Regierungspopularität, 385
  - -funktion, 189

- Rentenschulden, 325n
- Revenue-Smoothing-Theorie, 141, 164–168
- Ricardianische Äquivalenz, 227
- Ricardianischer Ansatz, 227
  - Umverteilung im, 228–231
- Rolling-Over-Strategie, 22, 438
- Root-Mean-Square-Error, 334
- Rotten-Kid-Theorem, 60
- Rule-without-Feedback, 245
  
- SARIMA-Modell, 291
- Schattenwirtschaft, 42
- Seifenblase, 30n
  - rationale, 85
- Seigniorage, 47, 136
  - Inflationssteuer und, 136–140
- Sekundärdefizit, 43
- Signaling-Modell, 205
- sozialer Planer, 51n, 215, 438n
- Spektralanalyse, 162, 287
- Spurious-Regression, 287n, 364, 365, 367
  - bei saisonalen stochastischen Prozessen, 304
- staatliche Ausgaben
  - permanentes Niveau der, 116n
  - wohlfahrtsökonomische Modellwelt und, 103n
- Staatsquote, 21
- Staatsschuldenquote, 21
- Staatsschuldverschreibungen, 40
- Stackelberg-Führer, 173
- Stationarität, 87, 285–290
  - Differenz-, 88
  - Kovarianz-, 286
  - schwache, 286
  - strenge, 286n
  - Test auf, *siehe* Unit-Root-Test
- Steady-State, 51n
- Steuerglättung, intertemporale, *siehe* Tax-Smoothing-Theorie
- Steuern, verzerrende, *siehe* Tax-Smoothing-Theorie, verzerrende Steuern und die
- Steuersätze
  - als Random-Walk, 159
  - Martingale-Eigenschaft der, 158
- Steuerwiderstand, 42
- stochastische Prozesse, 285–289
  - Identifikation von, 291
  - Identifikation von saisonalen, 292n
  - lineare, 285, 335
  - saisonale, 303
  - Varianz-Kovarianz-Matrix von, 295
- Superneutralität wirtschafts-politischer Maßnahmen, 66
- Sustainability
  - der Fiskalpolitik, 47n, 78, 86
  - Transversalitätsbedingung und, 78
  
- Tax-Smoothing-Theorie, 98, 100, 205, 209, 213, 260, 380, 439
  - allwissender, wohlwollender Diktator und die, 99
  - als normative Theorie, 99
  - als positive Theorie, 99, 323
  - Besteuerung von Kapital und die, 100, 127–135
  - Budgetdefizite und die, 98, 110, 151–158, 209, 269
  - Cross-Equation-Restriktionen und die, 317
  - Excess-Burden-Funktion und die, *siehe* Tax-Smoothing-Theorie, Verlustfunktion und die
  - Grundmodell der, 105–112
  - High-Powered-Money und die, 100, 140
  - Inflationssteuer und die, 100, 141
  - intertemporale Budgetbeschränkung und die, 105, 168, 315
  - intertemporale Optimierung im Rahmen der, 104
  - konjunkturelle Variationen und die, 110
  - Martingale-Prozeß und die, 118, 121
  - Modellannahmen der, 102, 314

- Niveau der permanenten staatlichen Ausgaben und die, 116
- No-Ponzi-Game-Bedingung und die, 121
- Normalverschuldung bei Wachstum der Volkswirtschaft, 112
- Null-Verschuldung und, 112
- optimale Budgetdefizite und die, 110–112
- optimales Niveau der Verschuldung und die, 112
- Perfect-Foresight-Modell der, 115
- Preisniveauveränderungen und die, 112–115
- Ramsey-Politik und, 175
- Random-Walk-Test und die, 160
- Revenue-Smoothing-Theorie, *siehe* Revenue-Smoothing-Theorie
- Ricardianischer Ansatz und, 100
- Seigniorage und die, 100
- Steuersätze und die, 158–163
- stochastische Modellwelt der, 118–123, 170, 369
- Verlustfunktion der, 106
- verzerrende Steuern und die, 98, 314
- Wohlfahrtsverluste verzerrender Steuern und die, 104, 106
- Zeitinkonsistenz und, 175
- Zeitinvarianz des Steuersatzes und die, 115
- temporäres Monopol, 200, 214, 239n, 384
  - beim wirtschaftspolitischen Instrumentarium, 192
- Theorie
  - der Bürokratie, 250
  - der optimalen Besteuerung, 98
- Transfer-Function-Noise-Ansatz, 393–396
- Transversalitätsbedingung, 59, 68, 84
  - und der Schuldenstand, 68n
  - und die No-Ponzi-Game-Bedingung, 95
- Trend
  - -bereinigung, 287n, 298
  - deterministischer, 298, 349
  - stochastischer, 287n, 298
- Trigger-Strategien, 217n
- Überlappende Generationen, *siehe* OLG-Ansatz
- Unit-Root-Prozeß, 349
- Unit-Root-Test, 90, 297–307, 350–363
  - Augmented-Dickey-Fuller-Test, 300
  - Beaulieu-Miron-Test, 304
  - Dickey-Fuller-Test, 299
  - Full-Information-Maximum-Likelihood-Ansatz, 364n
  - Hylleberg-Engle-Granger-Yoo-Test, 304
  - komplexe Einheitswurzel, 303–307
  - Monte-Carlo-Untersuchungen, 302
  - Phillips-Perron-Test, 301
  - reale Einheitswurzel, 298–303
- Unternehmer, politische, 25, 188, 284, 440
  - asymmetrische Informationen und, 245
  - Beschränkung durch Institutionen und, 192
  - Kompetenz-Signalisierung durch, 195
  - Motive der, 193–194
  - Nutzenfunktion der, 191
  - temporäres Monopol für, 193
  - Verfassungsregeln und, 243
  - Wettbewerb zwischen den, 192, 194
  - Zeitinkonsistenz und, 194, 197
- Vektorautoregressiver Ansatz, 91, 310–312
  - Bestimmung der Lag-Länge beim, 370
  - integrierte Prozesse und der, 311
  - kointegrierte Prozesse und der, 310n, 312, 321, 365



Verfassungsregeln, 242, 244, 386

- Ausgestaltung von, 242
- politische Unternehmer, 243
- Umgehung der, 387n

Verhaltensanomalien, 382n

Verschuldensillusion, 202

Wachstumsmodelle, neoklassische,  
73n

Wachstumstheorie, endogene

- Ponzi-Spiel und die, 74

Wahlentscheidung des Wählers

- Popularität der Regierung und die, 189

Wahltermine, 384

- kompetente Politiker durch, 206
- politischer Konjunkturzyklus und, 201, 385, 447n
- Popularität der Regierung und, 189, 194, 385
- Wettbewerb der politischen Unternehmer zu den, 192, 447

Wettbewerb der Parteien, 194

- Glaubwürdigkeitsproblem und der, 196

White-Noise, 287

- -Eigenschaft der Residuen, 396
- Test auf, 337

wirksame Erbschaften

- Bedingung für, 63–65

wirtschaftspolitisches Instrumen-  
tarium

- strategischer Einsatz des, 257

Wohlfahrtsfunktion, 100n

- und der soziale Planer, 53

Yule-Walker-Gleichungen, 296

Zahlungsunfähigkeit, 43

zeitinkonsistente Präferenzen, 206

- der Regierung, 208

Zeitinkonsistenz, 173–181, 197, 232,  
440

- ideologische Parteien und, 232
- Konflikt zwischen Individuen und, 183
- Medianwähler und, 212

Zentralbank, *siehe* monetäre Auto-  
rität

- -geld, *siehe* High-Powered-Money
- Gewinn der, 135

Zinslastquote, 21, 47

Zinsniveau

- Staatsschuldverschreibungen und das, 104n

Zinssatz-Wachstums-Differential, 44

Zinsverpflichtungen, 40