Volkswirtschaftliche Schriften

Heft 531

Nominale Rigiditäten und monetärer Transmissionsmechanismus

Von

Rafael Gerke

Duncker & Humblot · Berlin

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8

Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

RAFAEL GERKE

Nominale Rigiditäten und monetärer Transmissionsmechanismus

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Volkswirtschaftliche Schriften

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

Heft 531

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Nominale Rigiditäten und monetärer Transmissionsmechanismus

Von

Rafael Gerke

Duncker & Humblot · Berlin

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Der Fachbereich Rechts- und Wirtschaftswissenschaften
der Technischen Universität Darmstadt hat diese Arbeit im Jahre 2002
als Dissertation angenommen.

Bibliografische Information Der Deutschen Bibliothek

Die Deutsche Bibliothek verzeichnet diese Publikation in
der Deutschen Nationalbibliografie; detaillierte bibliografische
Daten sind im Internet über <http://dnb.ddb.de> abrufbar.

D 17

Alle Rechte vorbehalten
© 2003 Duncker & Humblot GmbH, Berlin
Fotoprint: Werner Hildebrand, Berlin
Printed in Germany

ISSN 0505-9372
ISBN 3-428-11049-8

Gedruckt auf alterungsbeständigem (säurefreiem) Papier
entsprechend ISO 9706 ♾

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Vorwort

Die vorliegende Arbeit wurde vom Fachbereich Rechts- und Wirtschaftswissenschaften der Technischen Universität Darmstadt im Juli 2002 als Dissertation angenommen.

Mein Dank gilt zunächst meinem Doktorvater Prof. Dr. Ingo Barens für die Übernahme des Erstgutachtens und die langjährige Betreuung meiner Arbeit. Die zahlreichen Gespräche und Diskussionen sowie seine fortwährende Unterstützung haben es mir nicht nur ermöglicht, manche konzeptionelle Hürde zu nehmen, sondern haben die Arbeit in der vorliegenden Form erst ermöglicht. Danken möchte ebenso Prof. Dr. Volker Caspari nicht nur für die Übernahme des Zweitgutachtens. Er hat mein Interesse an den dynamischen Ansätze der Makroökonomik geweckt und mich während der ersten Phase meiner Promotion betreut.

Mein Dank geht ebenso an meinen ehemaligen Kollegen Dr. Thomas Werner für die vielen Gespräche und Diskussionen. Nicht nur das zweite Kapitel dieser Arbeit, das aus einer gemeinsamen Arbeit entstanden ist, sondern das ganze Dissertationsprojekt hat von seinen Denkanstößen stark profitiert. Bedanken möchte ich mich ebenso bei meinen Kollegen Dr. Günther Rehme und Diplom-Volkswirt Jens Rubart für ihre Unterstützung und die wertvollen Anregungen. Sie haben Teile dieser Arbeit gelesen und damit zu einer Verbesserung des vorliegenden Manuskripts beigetragen. Danken möchte ich ebenso Sandra Schaffner für das Korrekturlesen mancher Kapitel. Ebenso danken möchte ich Zulia Goubaidoullina, die mir bei der Editierung der Tabellen sowie der Erstellung des Sachwortverzeichnisses sehr geholfen hat. Last but not least geht mein Dank an meine Kollegen am Institut für Volkswirtschaftslehre für die kollegiale Zusammenarbeit.

Danken möchte ich Barbara nicht nur für das Lesen und Kommentieren vieler (vorläufiger) Fassungen, sondern insbesondere für ihre Geduld und ihre Nachsicht.

Ich widme diese Arbeit meinen Eltern.

Darmstadt, im Februar 2003 *Rafael Gerke*

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Inhaltsverzeichnis

A. Nominale Rigiditäten und die dynamischen Effekte monetärer Schocks 15

I. Worum geht es? 15

II. Einordnung des Analyserahmens 23

III. Erstes Resümee und Ausblick 30

B. Monetäre Schocks in VAR-Modellen 35

I. Einführung 35

II. Zur Interpretation monetärer Schocks 38

III. Identifikation monetärer Schocks mittels eines VAR-Modells 40

IV. Vektorautoregression und Kointegration 47

V. Konfidenzintervalle für Impuls-Antwort-Funktionen 49

VI. Spezifikation 51

VII. Empirische Ergebnisse 54

VIII. Fazit 62

C. Monetäre Schocks in Flex-Preis-Modellen 64

I. Geld in dynamischen stochastischen Gleichgewichtsmodellen 64

II. Das MIU-Modell 67

III. Monetärer Transmissionsmechanismus im MIU-Modell 81

IV. Monopolistische Konkurrenz im MIU-Modell 87

V. Monetärer Transmissionsmechanismus und monopolistische Konkurrenz 89

VI. Fazit 91

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

D. Kosten der Preisanpassung 93

I. Einleitung 93

II. Darstellung des Modells 94

III. Monetärer Transmissionsmechanismus 111

IV. Sensititvitätsanalyse 117

V. Fazit 121

E. Asynchrone Preissetzung 123

I. Einleitung 123

II. Darstellung des Modells 124

III. Monetärer Transmissionsmechanismus 142

IV. Sensititvitätsanalyse 146

V. Fazit 149

F. Güterpreis- und Geldlohnträgheit 152

I. Einleitung 152

II. Monopolistische Konkurrenz auf Güter- und Arbeitsmärkten 154

III. Monetärer Transmissionsmechanismus 177

IV. Sensitivitätsanalyse 183

V. Fazit 188

G. Resümee 190

H. Anhang 195

I. Evaluierung der VAR-Modelle 195

1. Test auf Einheitswurzel (unit root) 195

2. Test der Modellspezifikationen 196

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

3. Kointegrationsanalyse 197

II. Kalibrierung stochastischer dynamischer Gleichgewichtsmodelle 198

III. Ein kleines Taylor-Makro-Modell 206

IV. Korrelationstabellen 208

Literaturverzeichnis 215

Sachwortverzeichnis 225

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1.1: Prototypische Impuls-Antwort-Funktion, BIP (USA) 21

Abbildung 2.1: Zeitreihen der untersuchten Variablen 52

Abbildung 2.2: Empirische Impuls-Antworten basierend auf einem monetären Schock, Reihung der Variablen: *M*, *r*, *C*, *Y*, *P* 56

Abbildung 2.3: Empirische Impuls-Antworten basierend auf einem monetären Schock, Reihung der Variablen: *r*, *M*, *C*, *Y*, *P* 57

Abbildung 2.4: Empirische Impuls-Antworten basierend auf einem monetären Schock, Reihung der Variablen: *GBasis*, *r*, *C*, *Y*, *P* 58

Abbildung 2.5: Empirische Impuls-Antworten basierend auf einem monetären Schock, Reihung der Variablen: *r*, *GBasis*, *C*, *Y*, *P* 59

Abbildung 2.6: Empirische Impuls-Antworten basierend auf einem monetären Schock, Reihung der Variablen: *Reserve*, *r*, *C*, *Y*, *P* 60

Abbildung 2.7: Empirische Impuls-Antworten basierend auf einem monetären Schock, Reihung der Variablen: *r*, *Reserve*, *C*, *Y*, *P* 61

Abbildung 3.1: Impuls-Antwort der Wachstumsrate der Geldmenge und der Realkasse, $\Phi = 2{,}0$ 82

Abbildung 3.2: Impuls-Antwort des Outputs und des Arbeitsvolumens, $\Phi = 2{,}0$ 83

Abbildung 3.3: Impuls-Antwort des Konsums und der Investitionen, $\Phi = 2{,}0$ 83

Abbildung 3.4: Impuls-Antwort der Inflationsrate, $\Phi = 2{,}0$ 84

Abbildung 3.5: Impuls-Antwort des Outputs und des Arbeitsvolumens, $\Phi = 0{,}5$ 86

Abbildung 3.6: Impuls-Antwort des Konsums und der Investitionen, $\Phi = 0{,}5$ 87

Abbildung 3.7: Impuls-Antwort des Outputs und des Arbeitsvolumens, $\Phi = 2{,}0$ 89

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Abbildung 3.8: Impuls-Antwort des Konsums und der Investitionen, $\Phi = 2{,}0$ 90

Abbildung 3.9: Impuls-Antwort der Inflationsrate, $\Phi = 2{,}0$ 91

Abbildung 4.1: Impuls-Antwort der Wachstumsrate der Geldmenge und der Realkasse, $\Phi = 2{,}0$ 112

Abbildung 4.2: Impuls-Antwort des Outputs und des Arbeitsvolumens, $\Phi = 2{,}0$ 113

Abbildung 4.3: Impuls-Antwort des Konsums und der Investitionen, $\Phi = 2{,}0$ ... 113

Abbildung 4.4: Impuls-Antwort des Reallohns, des Realzinses und des markup, $\Phi = 2{,}0$ 114

Abbildung 4.5: Impuls-Antwort der Inflationsrate, $\Phi = 2{,}0$ 114

Abbildung 4.6: Anreiz des Unternehmens *i*, den Preis zu verändern..... 115

Abbildung 4.7: Impuls-Antwort des Outputs und des markup, $\Phi = 2{,}0$; Anpassungskosten entsprechen ungefähr 0,3 % des Outputs 118

Abbildung 4.8: Impuls-Antwort des Outputs und des markup, $\Phi = 2{,}0$; Anpassungskosten entsprechen ungefähr 3,0 % des Outputs 119

Abbildung 4.9: Impuls-Antwort des Outputs und des Arbeitsvolumens, $\Phi = 0{,}5$ 120

Abbildung 4.10: Impuls-Antwort des Konsums und der Investitionen, $\Phi = 0{,}5$ ... 120

Abbildung 4.11: Impuls-Antwort des Reallohns, des Realzinses und des markup, $\Phi = 0{,}5$ 121

Abbildung 5.1: Impuls-Antwort der Wachstumsrate der Geldmenge und der Realkasse, $\Phi = 2{,}0$ 143

Abbildung 5.2: Impuls-Antwort des Outputs und des Arbeitsvolumens, $\Phi = 2{,}0$ 143

Abbildung 5.3: Impuls-Antwort des Konsums und der Investitionen, $\Phi = 2{,}0$ ... 144

Abbildung 5.4: Impuls-Antwort des Reallohns, des Realzinses und der Stückkosten, $\Phi = 2{,}0$ 145

Abbildung 5.5: Impuls-Antwort der Inflationsrate, $\Phi = 2{,}0$ 146

Abbildung 5.6: Impuls-Antwort des Preisniveaus, $\Phi = 2{,}0$ 147

Abbildung 5.7: Null-Inflation im steady state, Output, Konsum, Arbeitsvolumen, $\Phi = 2{,}0$ 148

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Abbildung 5.8: Null-Inflation im steady state, Reallohn, Realzins, Stückkosten, $\Phi = 2{,}0$ ... 148

Abbildung 5.9: Impuls-Antwort des Outputs und des Arbeitsvolumens, $\Phi = 0{,}5$ ... 149

Abbildung 5.10: Impuls-Antwort des Konsums und der Investitionen, $\Phi = 0{,}5$ ... 150

Abbildung 5.11: Impuls-Antwort des Reallohns, des Realzinses und der Stückkosten, $\Phi = 0{,}5$ ... 150

Abbildung 6.1: Impuls-Antwort der Wachstumsrate der Geldmenge und der Realkasse ... 178

Abbildung 6.2: Impuls-Antwort des Outputs und des Arbeitsvolumens ... 179

Abbildung 6.3: Impuls-Antwort des Konsums und der Investitionen ... 179

Abbildung 6.4: Impuls-Antwort des Reallohns und des Realzinses ... 180

Abbildung 6.5: Impuls-Antwort des markup und des Reallohns j ... 181

Abbildung 6.6: Impuls-Antwort des Nominallohns und des Preisniveaus ... 181

Abbildung 6.7: Impuls-Antwort des Nominal- und Reallohns, des Reallohns j und des Preisniveaus ... 182

Abbildung 6.8: Impuls-Antwort der Inflationsrate ... 182

Abbildung 6.9: Impuls-Antwort des Outputs, des Arbeitsvolumens und des Konsums, Kosten der Preisanpassung in Höhe von 0,03% ... 183

Abbildung 6.10: Impuls-Antwort des Outputs, des Arbeitsvolumens und des Konsums, $\eta = 1/50$ ... 184

Abbildung 6.11: Impuls-Antwort des Nominal- und Reallohns, des Reallohns j und des Preisniveaus, $\eta = 1/50$ ... 185

Abbildung 6.12: Impuls-Antwort des Outputs, des Arbeitsvolumens und des Konsums, $\eta = 1/50$, $\Phi = 1/10$ ... 186

Abbildung 6.13: Impuls-Antwort des Nominal- und Reallohns, des Reallohns j und des Preisniveaus, $\eta = 1/50$, $\Phi = 1/10$ ... 187

Abbildung 6.14: Impuls-Antwort des Outputs, des Arbeitsvolumens und des Konsums, $\eta = 1$, $\Phi = 2$ ... 187

Abbildung 6.15: Impuls-Antwort des Nominal- und Reallohns, des Reallohns j und des Preisniveaus, $\eta = 1$, $\Phi = 2$ ... 188

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Abbildung A.1: Asynchrone Lohnsetzung 206

Abbildung A.2: Persistenz des Outputs ($\gamma = 0.05$)..... 208

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabellenverzeichnis

Tabelle 3.1: Steady state im MIU Modell 76

Tabelle 3.2: Parametrisierung des Modells 78

Tabelle 3.3: Autokorrelationstabelle (HP gefilterte Zeitreihen) 85

Tabelle 4.1: Steady state 106

Tabelle 4.2: Parametrisierung des Modells 108

Tabelle 5.1: Steady state 137

Tabelle 5.2: Parametrisierung des Modells 139

Tabelle 6.1: Steady state 172

Tabelle 6.2: Parametrisierung des Modells 174

Tabelle A.1: Preisanpassungskosten, Autocorrelation Table (HP-Filtered Series) 211

Tabelle A.2: Verschachtelte Preissetzung, Autocorrelation Table (HP-Filtered Series) 212

Tabelle A.3: Verschachtelte Lohnsetzung I, Autocorrelation Table (HP-Filtered Series) 213

Tabelle A.4: Verschachtelte Lohnsetzung II, Autocorrelation Table (HP-Filtered Series) 214

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

A. Nominale Rigiditäten und die dynamischen Effekte monetärer Schocks

„ ...we need to test them [models] as useful imitations of reality by subjecting them to shocks for which we are fairly certain how actual economies or parts of economies react. The more dimensions on which the model mimics the answers actual economies give to simple questions, the more we trust its answers to harder questions."

Robert E. Lucas (1980).

I. Worum geht es?

Zur Bedeutung nominaler Rigiditäten

A priori ist keineswegs sichergestellt, dass mit dem Auslösen eines monetären Impulses Auswirkungen auf Güterpreise und Gütermengen einhergehen müssen. Man denke nur an die Liquiditätsfalle im Rahmen eines IS-LM-Modells. Die meisten Ökonomen gehen jedoch davon aus, dass monetäre Schocks[1] zumindest temporär Einfluss auf den güterwirtschaftlichen Sektor ausüben. Langfristig allerdings besitzen monetäre Impulse nur einen Einfluss auf das Preisniveau.[2] Weniger Konsens besteht, wenn es darum geht zu erklären, wie monetäre Impulse kurz- und mittelfristig auf makroökonomische Variablen wirken.

Vergleichsweise unstrittig scheint, dass der geldpolitische Transmissionsmechanismus eine Reihe von Kanälen „nutzt", über die monetäre Impulse auf reale und nominale Größen wirken: die geldpolitischen Maßnahmen der Zentralbank setzen am Geldmarkt an und wirken über die verschiedenen Kanäle auf die wirtschaftlichen Entscheidungen der Individuen und Unternehmen. Die Anzahl an Übertragungswegen, die in der Literatur diskutiert werden, ist beträchtlich (man vgl. etwa die Übersicht in Mishkin 2001, S. 651), demnach ist der monetäre Transmissionsmechanismus als komplexes Geflecht von Kanälen zu verstehen, das in seinen Einzelheiten bislang nur unzureichend bekannt ist. Im Laufe der Zeit sind jedoch eine Reihe von Wirkungskanälen theoretisch formuliert

[1] Synonym für *Schock* wird im Folgenden der Begriff *Impuls* verwendet.

[2] Dies ist auch die Meinung führender Zentralbankmitglieder, z. B. *Issing* u. a. (2001).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

worden, die prinzipiell geeignet scheinen, die komplexe *black box* des Transmissionsmechanismus gedanklich zu zerlegen. Schwierig ist hierbei, dass Finanzinnovationen sowie technologischer und strukureller Wandel den monetären Transmissionsmechanismus über die Zeit beeinflussen. Die Identifikation der einzelnen Kanäle wird zudem durch den Umstand erschwert, dass mitunter eine Reihe exogener Schocks simultan auftreten, die eine genaue Abschätzung der Wirkungen monetärer Impulse erschweren (EZB, Juli 2000, S. 45). Es überrascht daher nur wenig, wenn Lucas (1996, S. 661) den status quo wie folgt umschreibt: „*So much thought has been devoted to this question and so much evidence is available that one might reasonably assume that it had been solved long ago. But this is not the case ...*".

Abstrahiert man von den Differenzen der jeweiligen Erklärungsansätze im Detail, basiert die Vorstellung bezüglich des monetären Transmissionsmechanismus prinzipiell auf einem Schema, das wie folgt veranschaulicht werden kann (vgl. auch die jeweiligen Schemata in Mishkin 1995):

$$M\uparrow \Rightarrow \textit{TRANSMISSIONSKANAL} \Rightarrow Y\uparrow$$

bzw.

$$M\downarrow \Rightarrow \textit{TRANSMISSIONSKANAL} \Rightarrow Y\downarrow$$

M stellt dabei eine monetäre Variable dar und Y die gesamtwirtschaftliche Aktivität (realer Output).

Wie aus dem Schema nur implizit hervorgeht, teilen alle Ansätze grundsätzlich die Vorstellung, dass monetäre Impulse zu Anpassungsprozessen auf Seiten der Wirtschaftssubjekte (Banken und/oder Nichtbanken) führen, die sich in einer Veränderung der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage und damit der gesamtwirtschaftlichen Aktivität widerspiegeln.

Auf lange Sicht, wenn sich alle nominalen Preise angepasst haben, schlagen sich monetäre Impulse allein im allgemeinen Preisniveau nieder. Kurz- und mittelfristig wirken sich monetäre Impulse auf die reale Wirtschaftsentwicklung

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

aus, weil das aggregierte Preisniveau sich nur allmählich an ein neues Gleichgewicht anpasst. Das Ausmaß an Flexibilität des aggregierten Preisniveaus hängt seinerseits von der Existenz nominaler Rigiditäten ab, die prinzipiell bewirken, dass sich Güterpreise im Aggregat nicht wie in einer walrasianischen Welt vollkommen flexibel an veränderte Rahmenbedingungen anpassen. Die Existenz nominaler Rigiditäten kann daher als eine wesentliche Voraussetzung dafür verstanden werden, dass expansive (kontraktive) Impulse via Transmissionskanal in den realen Sektor expansiv (kontraktiv) einwirken.

Je nach Fragestellung werden einzelne Aspekte des monetären Transmissionsmechanismus entweder im Rahmen partialanalytischer oder im Rahmen totalanalytischer Modelle diskutiert. Partialanalytische Untersuchungen verzichten darauf, die jeweiligen Transmissionskanäle in ein vollständig formuliertes makroökonomisches Modell zu implementieren und ermöglichen eine vergleichsweise detaillierte Beschreibung einzelner Transmissionskanäle. Eine konzeptionell einheitliche Kategorisierung unterschiedlicher Kanäle liegt zwar nicht vor, die von Mishkin (1995) gewählte Unterteilung einzelner Transmissionskanäle kann jedoch (zum derzeitigem Stand der Diskussion) als vergleichsweise repräsentativ eingestuft werden. Er unterscheidet einen *Zinskanal*, *Wechselkurskanal*, *Kanal der relativen Preise* und den *Kreditkanal*.[3] Diese Erklärungsansätze versuchen primär zu veranschaulichen wie ein monetärer Impuls durch Anpassungsprozesse auf Seiten der Haushalte oder Unternehmen die Höhe und Zusammensetzung der aggregierten Nachfrage beeinflusst, während zumeist implizit vorausgesetzt wird, dass sich das aggregierte Preisniveau nur allmählich anpasst (siehe auch Illing 1997, S. 140).

Welche Faktoren determinieren eine solche Trägheit bzw. die Flexibiliät des Preisniveaus? Aufgrund der partialanalytischen Vorgehensweise genügt es anzunehmen, dass die Güterpreise bzw. das aggregierte Preisniveau nicht vollkommen flexibel auf monetäre Impulse reagieren. Die spezifische Ursache, die der aggregierten Preisträgheit zu Grunde liegt, ist dabei von nachrangiger Bedeutung. Es genügt wie Kashyap/Stein (2000, S. 407) eine Form von „*imperfect price adjustment*" anzunehmen. Cecchetti (2001, S. 175) schätzt die spezifische Ursache einer nominalen Rigidität als „... *relatively unimportant* ..." ein.

Wendet man sich der Frage des monetären Transmissionsmechanismus im Rahmen eines makroökonomischen (totalanalytischen) Modells zu, muss eine

[3] Dieser Einteilung folgen im Wesentlichen *Illing* (1997, Kapitel 4), *McCallum* (2001) und *Deutsche Bundesbank* (September 2001, S. 52). *Cecchetti* (2001), der im Prinzip dieselbe Einteilung vornimmt, unterscheidet einen *money view* (Zins- und Wechselkurskanal) und einen *lending view* (Kreditkanal) (s. a. *Hubbard* 2000, S. 721).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Art von Friktion bzw. eine nominale Rigidität implementiert werden, die gewährleistet, dass sich das aggregierte Preisniveau nur allmählich an den monetären Impuls anpasst. Untersucht man die Wirkung eines monetären Impuls im Rahmen eines statischen Modells, kann vereinfachend angenommen werden, dass Güterpreise oder Geldlöhne fix gegeben sind. Für eine dynamische Analyse scheint eine solche Annahme weniger zweckmäßig, da für eine vollkommene Starrheit von Preisen keine empirische Evidenz vorliegt, auch wenn das genaue Ausmaß der Trägheit einzelner Preise und des aggregierten Preisniveaus empirisch nur schwer zu bestimmen ist (vgl. Taylor 1999 und Bils/Klenow 2001). Für die dynamische Analyse monetärer Impulse sollten nominale Rigiditäten in Betracht gezogen werden, die auf der mikroökonomischen Ebene auf empirisch plausiblen Annahmen beruhen und die auf der makroökonomischen Ebene zu Preisträgheit und nicht zu Preisstarrheit führen. Gesucht sind Rigiditäten[4], die zum Beispiel dazu führen, dass

- die vollkommene Flexibilität der Güterpreise der Unternehmen eingeschränkt wird,
- die vollkommene Flexibilität der Geldlöhne der Haushalte eingeschränkt wird,
- unvollkommene Informationen bezüglich monetärer Variablen vorliegen,
- etwaige Beschränkungen auf Geld- oder Kapitalmärkten vorliegen.[5]

Jede dieser mikroökonomisch bedeutsamen Rigiditäten sollte (prinzipiell) zu einer Trägheit des aggregierten Preisniveaus führen. Der Auflistung entsprechend lassen sich die unterschiedlichen Erklärungsansätze zum monetären Transmissionsmechanismus auch anhand der zu Grunde liegenden Rigidität einteilen (vgl. etwa Christiano/Eichenbaum/Evans 1997, Andersen 1998 oder

---

[4] „... *what type of frictions are likely to be helpful* ...?", *Christiano/Eichenbaum/Evans* (1997, S. 1202). Unter nominalen Rigiditäten können allgemein Modellcharakteristika verstanden werden, die *potenziell* zu einer unvollständigen Flexibilität der Güterpreise auf der *makroökonomischen* Ebene führen. „Potenziell" wird hier kursiv hervorgehoben, da die Implementierung von moderaten nominalen Rigiditäten nicht zwingend gewährleistet, dass Güterpreise tatsächlich nur allmählich auf exogene Schocks reagieren.

[5] Siehe hierzu beispielsweise *Christiano/Eichenbaum* (1995): in diesem sogenannten *limited-participation model* müssen die Haushalte entscheiden, wieviel Bargeld sie für Konsum verwenden und wieviel sie an den Finanzsektor verleihen. Löst die Zentralbank einen monetären Impuls aus, so können annahmegemäß die Haushalte ihre Finanzentscheidung erst in der nächsten Periode revidieren.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Cooley/Hansen 1998). Analog zur Kategorisierung von Mishkin (1995) geht auch diese Einteilung von der Vorstellung aus, dass alternative Ursachen für nominale Rigiditäten alternative Transmissionkanäle implizieren. Unbeantwortet bleibt aber zunächst die Frage, inwieweit eine Trägheit des aggregierten Preisniveaus über *mehrere* Perioden tatsächlich durch die oben genannten Rigiditäten gewährleistet wird, wenn man auf der mikroökonomischen Ebene keine empirisch unplausiblen Annahmen über das Maß der zu Grunde gelegten Friktion unterstellt.

Empirische Evidenz zum monetären Transmissionsmechanismus

Ein Katalog an stilisierten Fakten, wie er beispielsweise für die Wachstumstheorie schon seit längerem vorliegt, an dem prinzipiell jeder Erklärungsansatz gemessen werden kann, liegt nicht vor. Empirische Studien von Sims (1992), Cochrane (1994, 1998), Bernanke/Mihov (1995), Leeper/Sims/Zha (1996) oder Christiano/Eichenbaum/Evans (1999) haben für die USA empirische Evidenz zum monetären Transmissionsmechanismus herausgearbeitet, die als relativ robust erachtet wird (vgl. Christiano/Eichenbaum/Evans 1999) und die mitunter als Katalog stilisierter Fakten charakterisiert wird (vgl. Favero 2001). Gemäß diesen Studien muss ein Modell des monetären Transmissionsmechanismus mit folgender Evidenz hinsichtlich der Wirkungen eines expansiven monetären Schocks konsistent sein (vgl. Favero 2001, S. 180):

- Das aggregierte Preisniveau reagiert anfänglich sehr gering.
- Die Zinsen fallen zunächst.
- Die gesamtwirtschaftliche Aktivität steigt zunächst an, konvergiert im Zeitablauf auf den alten Wachstumspfad zurück und beschreibt damit eine Art bogenförmigen Verlauf.

Diese Form von stilisierten Fakten kann kurz wie folgt charakterisiert werden: monetäre Impulse besitzen einen persistenten Effekt, das heißt monetäre Impulse beeinflussen während eines begrenzten Zeitraums den Zeitpfad einer Reihe makroökonomischer Variablen.[6] Demnach bewirkt ein expansiver Impuls eine positive Abweichung vom langfristigen Zeitpfad der Variablen und vice

[6] Da es sich um einen zeitlich befristeten Einfluss handelt, ist die Bezeichnung eines solchen Effekts als „persistent" möglicherweise irreführend. Ich folge dennoch hier dem angelsächsischen Sprachgebrauch (*persistent effect*).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

versa. Mit zunehmender Zeit verliert dieser Einfluss jedoch an Wirkung und kann nach einigen Quartalen nicht mehr beobachtet bzw. nachgewiesen werden. Fuhrer (2000, S. 367) bezeichnet dies als „... *a key feature of the aggregate data: the ‚humped-shaped', gradual response of spending and inflation to shocks.*" Langfristig gilt die Neutralität des Geldes.

Die graduelle Anpassung makroökonomischer Variablen wird formal mithilfe von Impuls-Antwort-Funktionen beschrieben. Hierfür werden die Variablen, die der Analyse des Transmissionsmechanismus zu Grunde liegen, einmalig einem Schock (in Höhe eines Standardfehlers) ausgesetzt, und die Wirkung dieses Schocks auf die Variablen im Zeitverlauf ermittelt. Die Impuls-Antwort-Funktionen basieren dabei auf vektorautoregressiven Modellen (VAR-Modellen), die alle direkten und indirekten Zusammenhänge zwischen den untersuchten Variablen zusammenfassen, da die Informationen aus allen Gleichungen des Systems eingehen.[7]

Der Wirkungsverlauf einer Impuls-Antwort-Folge lässt sich grafisch anschaulich darstellen. Zur Illustration der graduellen Anpassungen wird, basierend auf US-amerikanischen Monatsdaten von 1960 bis 1996, die graduelle Anpassung des logarithmierten Bruttoinlandsprodukts (real, saisonbereinigt) in Folge eines Schocks im logarithmierten Geldmengenaggregat M2 (saisonbereinigt) in Form einer Impuls-Antwort-Folge dargestellt.[8] Die Punktschätzung der Impuls-Antwort-Folge wird dabei durch die durchgezogene Linie gekennzeichnet; die Standardabweichungen, die durch die gestrichelten Linien gekennzeichnet sind, bilden ein 95%-Konfidenzintervall. Die Zeitachse gibt die Anzahl der Monate im Anschluss an den monetären Schock an. Wie aus der Abbildung 1.1 zu erkennen ist, nimmt die anfänglich signifikant postive und zunehmende Reaktion des BIP im Zeitablauf ab und ist nach einigen Perioden statistisch nicht mehr signifikant.

Die Motivation, Impuls-Antwort-Funktionen zu analysieren, besteht darin, mithilfe eines Schocks (eines monetären Impulses) Informationen über Anpassungsprozesse in der Ökonomie bereitzustellen, die im Anschluss an einen monetären Impuls zu beobachten sind, und die von Anpassungsprozessen unterschieden werden können, die auf andere Schocks zurückgehen (siehe auch Issing u. a. 2001, S. 29).[9]

---

[7] Eine ausführliche Darstellung der formalen Grundlagen erfolgt im nächsten Kapitel.

[8] Die Daten basieren auf *Leeper/Sims/Zha* (1996).

[9] Ein gutes Verständnis der Anpassungsprozesse ist eine notwendige Voraussetzung für die Umsetzung einer effizienten Geldpolitik, da nur dann der Zeitpunkt und das

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

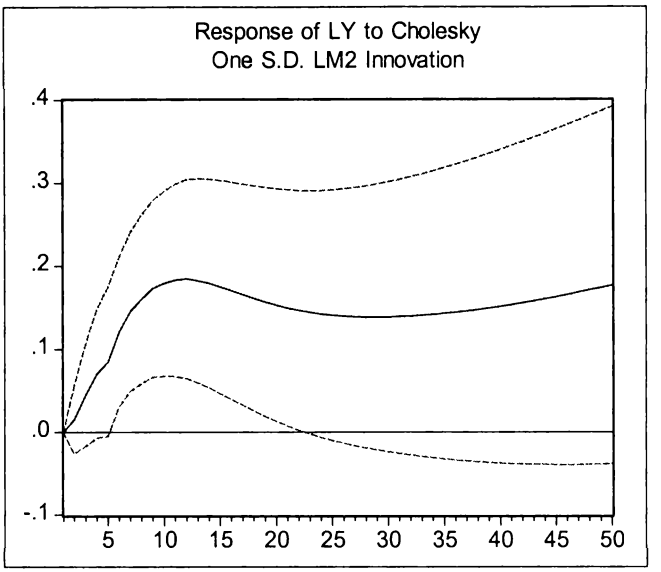

Abbildung 1.1: Prototypische Impuls-Antwort-Funktion, BIP (USA)

Da alternative Modelle unterschiedliche Reaktionen bzw. Anpassungen an einen solchen Schock voraussagen, stellt der Schock die Basis eines spezifischen Diagnoseinstruments dar. Um diese Idee zu operationalisieren, muss ermittelt werden, welche Reaktionen sich aus den Daten extrahieren lassen. Diese Reaktionen, die ökonomisch als Anpassungen an einen monetären Schock zu interpretieren sind, werden durch die empirischen Impuls-Antwort-Folgen zum Ausdruck gebracht.

Bei der Interpretation der Impuls-Antwort-Funktionen gilt zunächst zu beachten, dass die Formulierung und Schätzung von VAR-Modellen *nicht primär* dem Ziel dient, die systematischen Reaktionen der Zentralbanken auf Veränderungen des ökonomischen Umfelds zu beschreiben (formal wird dies durch eine Reaktionsfunktion bzw. *feedback rule* zum Ausdruck gebracht). Die VAR-Analyse zielt nicht darauf ab, die systematische Zentralbankpolitik per se zu beschreiben. Ebenfalls zu beachten ist, dass die im Kontext der VAR-Modelle identifizierten monetären Schocks nur einen vergleichsweise geringen Teil der beobachtbaren zyklischen Schwankungen der Variablen erklären.[10]

Ausmaß geldpolitischer Beschlüsse gewählt werden können, die mit den Zielen der Geldpolitik konform sind.

[10] Die VAR-Analyse gibt zunächst keinen Aufschluss darüber, ob die beobachtbaren Variationen der Politikvariablen, also derjenigen Variablen, die von Zentralbanken als

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Im Vergleich zu den USA liegt für Deutschland keine vergleichbar umfangreiche Evidenz zum monetären Transmissionsmechanismus vor. Die anhand deutscher Daten durchgeführten Untersuchungen, die auf das Instrumentarium der Impuls-Antwort-Funktionen zurückgreifen, evaluieren in der Regel, im Unterschied zu den oben genannten Studien, die Stabilität von Geldnachfragefunktionen (vgl. Lütkepohl/Reimers 1992, Deutsche Bundesbank 1997 und Lütkepohl/Wolters 1999). Ziel dieser Studien ist nicht, eine empirische Referenz für den Transmissionsmechanismus herauszuarbeiten.

Fokus der vorliegenden Arbeit

Die zentrale Frage dieser Arbeit, inwieweit nominale Rigiditäten zu Trägheiten des aggregierten Preisniveaus und einer allmählichen Anpassung des Outputs führen, wird hier wie folgt untersucht. Im Sinne des eingangs aufgeführten Zitats von Lucas (1980) werden in der vorliegenden Arbeit unterschiedliche Modellspezifikationen einem monetären Schock ausgesetzt und geprüft, welche Anpassungsprozesse sich im Anschluss an einen monetären Schock beobachten lassen. Die Anpassungsprozesse im Rahmen der jeweiligen Modellspezifikationen, die sich vorrangig durch die jeweils implementierten nominalen Rigiditäten unterscheiden, werden anschaulich durch die Impuls-Antwort-Folgen beschrieben.

Da im Vergleich zu den USA für Deutschland keine umfangreiche Literatur zum monetären Transmissionsmechanismus vorzuliegen scheint, werden zunächst Impuls-Antwort-Funktionen ökonometrisch geschätzt. Diese Form der empirischen Evidenz wird für die jeweiligen Modellspezifikationen als Referenz bzw. Messlatte definiert.

Im Vordergrund stehen nominale Rigiditäten in Form von unvollkommenen Güterpreis- und Geldlohnflexibilitäten auf der mikroökonomischen Ebene der Unternehmen bzw. Haushalte. Folgende alternative Formen nominaler Rigiditäten werden jeweils in ein dynamisches stochastisches Gleichgewichtsmodell implementiert:

- Preisanpassungskosten analog zu Rotemberg (1982),

Instrumente vergleichsweise direkt gesteuert werden können, auf exogene Impulse oder auf eine endogende Reaktion der Zentralbank zurückgeht (siehe auch *Christiano/Eichenbaum/Evans*, 1999, S. 71). Eine detailliertere Ausführung erfolgt in Kapitel 2.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

- zeitlich asynchron fix gesetzte Güterpreise analog zu Blanchard (1991, [1983]),
- zeitlich asynchron fix gesetzte Geldlöhne analog zu Taylor (1979, 1980).

Die Implementierung der genannten Rigiditäten in ein dynamisches stochastisches Gleichgewichtsmodell (ein adäquat modifiziertes Real Business Cycle-Modell) ermöglicht, einzelne Aspekte des monetären Transmissionsmechanismus nicht nur qualitativ, sondern auch quantitativ (und damit empirisch) zu diskutieren. Das Real Business Cycle (RBC) Modell bietet sich als Ausgang der Modellierung an, da zum einen mit dem RBC-Modell ein weitgehend standardisierter und flexibler Modellrahmen existiert[11] und zum anderen Techniken zur Verfügung stehen, die es erlauben, künstliche Zeitreihen und Impuls-Antwort-Folgen zu simulieren, die der empirischen Evidenz gegenübergestellt werden können.

Ziel dieser Arbeit ist zu prüfen, inwieweit die unterschiedlichen Varianten der berechenbaren dynamischen Gleichgewichtsmodelle die empirische Evidenz anhand simulierter Impuls-Antwort-Folgen nachzubilden vermögen. Die Modellsimulationen sollen Aufschluss darüber geben, inwieweit unterschiedliche Formen nominaler Rigiditäten die *qualitativen* und *quantitativen* Ergebnisse beeinflussen. Die zentrale Frage ist, ob durch die Implementierung von nominalen Rigiditäten eine Trägheit des aggregierten Preisniveaus generiert werden kann, die eine persistente Reaktion des Outputs impliziert. Die Simulationen sollen darüber hinaus aufzeigen, inwieweit es im Rahmen von dynamischen stochastischen Gleichgewichtsmodellen gerechtfertigt ist, nominale Rigiditäten und Transmissionskanal analytisch zu trennen.

II. Einordnung des Analyserahmens

Bert: Have you read any of the basic literature – Lucas,
Sargent, Wallace, and so on?
Ernie: I've looked at some but it seems unreal – too many equations.

Maddock/Carter (1982)

In den achtziger Jahren stehen sich mit dem RBC-Ansatz und der Neuen Keynesianischen Makroökonomik (NKM) zwei gegensätzliche Erklärungsan-

[11] Siehe hierzu die Ausführungen im nächsten Abschnitt.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

sätze im Rahmen der Makroökonomie gegenüber. So meint Summers (1986) beispielsweise in einem Kommentar zu Prescott (1986) „*The increasing ascendancy of real business cycle theories of various stripes, ... , is indicative of the depths of the divisions separating academic macroeconomists. ... If these theories are correct, they imply that the macroeconomics developed in the wake of the Keynesian Revolution is well confined to the ashbin of history. And they suggest that most of the work of contemporary macroeconomists is worth little more than that of those pursuing astrological science*", (Summers 1986, S. 23). Die RBC-Theorie entsteht in der Tradition der dynamischen Gleichgewichtsmodelle von Lucas (1972, 1975), ignoriert aber vollkommen monetäre Einflüsse, während die NKM versucht, nominale und reale Rigiditäten (*market imperfections*) mikroökonomisch zu begründen. Beiden Ansätzen gemein ist die entscheidungstheoretische Fundierung der Modelle sowie die Einbeziehung rationaler Erwartungen.

Die RBC-Theorie versucht, basierend auf einem neoklassischen Wachstumsmodell in der Tradition von Cass (1965) und Koopmans (1965), konjunkturelle Schwankungen als Folge technologischer Schocks zu erklären.[12] Hierfür wird das Wachstumsmodell in zweifacher Weise modifiziert:

- Die totale Faktorproduktivität des Modells wird als stochastischer Prozess modelliert.
- Die Freizeit und Arbeitsentscheidung wird endogenisiert und nicht wie im neoklassischen Wachstumsmodell exogen bestimmt.

Der RBC-Theorie liegt folgende Vorstellung zu Grunde: makroökonomische Zeitreihen basieren auf einem allgemeinen Gleichgewicht auf allen Märkten, auf denen rational optimierende Marktteilnehmer ihre intertemporalen Pläne formulieren und realisieren. Haushalte optimieren ihren Nutzen, Unternehmen ihre Gewinne, Informationsasymmetrien existieren nicht. Die Annahme flexibler Reallöhne und Zinssätze stellt sicher, dass vorhandene Produktionsfaktoren vollständig eingesetzt werden und die Investitionen gewährleisten die Übereinstimmung von Güterangebot und Güternachfrage. Das Gleichgewicht ist paretooptimal und nur Schocks, welche die Technologie treffen, verursachen eine Abweichung der Variablen vom bisherigen Trend. Die makrökonomischen Zeitreihen spiegeln daher paretooptimale gleichgewichtige Zeitpfade wider, die sich

[12] Vgl. beispielsweise *Prescott* (1986) und *Plosser* (1989).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

aus den intertemporalen Plänen der Marktteilnehmer angesichts unvermeidbarer, stochastischer Veränderungen der Umwelt ergeben. Das RBC-Modell kann somit als eine dynamische stochastische Variante einer walrasianischen Ökonomie aufgefasst werden. Die wesentlichen Aussagen lassen sich wie folgt zusammenfassen:

- Gesamtwirtschaftliche Schwankungen spiegeln die paretooptimale Reaktion der Marktteilnehmer auf exogene technologische Schocks wider. Wirtschaftspolitische Eingriffe sind wohlfahrtsmindernd, weil sie die nutzenmaximierenden intertemporalen Pläne konterkarieren.
- In Abwesenheit exogener Schocks konvergiert die Ökonomie gegen den langfristigen Gleichgewichtspfad. Da alle Preise flexibel sind, werden alle Märkte geräumt. In dieser Ökonomie gibt es keine zu geringe effektive Nachfrage.
- Schwankungen der Beschäftigung spiegeln sowohl Verschiebungen der Arbeitsnachfrage auf Seiten der Unternehmer als auch eine intertemporal elastische Reaktion der Haushalte wider. Auslöser dieser Schwankungen sind technologische Schocks. Zeiten mit geringer Beschäftigung gehen mit einem freiwilligen Mehrkonsum an Freizeit einher. Diese intertemporalen Substitutionseffekte werden durch eine Veränderung der relativen Preise (Reallohn und Zins) hervorgerufen.

Selbst Kritiker der RBC-Theorie gestehen die formal elegante Erklärung für Wachstum und Konjunktur ein (Illing 1992, S. 11). Der RBC-Ansatz konzentriert sich zunächst auf die Analyse von Ökonomien mit paretooptimalen Gleichgewichten, später auch auf Modellökonomien, die durch nichtparetooptimale Gleichgewichte gekennzeichnet sind. Inzwischen basieren eine Vielzahl von Untersuchungen auf dem prototypischen RBC-Modell (vgl. Stadler 1994 und Cooley 1995).

Die Entscheidung, das neoklassische Wachstumsmodell als Ausgang der Analyse zu wählen, ist ehrgeizig und provokant zugleich. Die Aussage, der Konjunkturzyklus sei effizient und Beschäftigungsrückgänge seien freiwillig, findet aber nicht nur Anhänger. Der modelltheoretische Konjunkturauslöser – technologische Schocks – sowie die elastische Reaktion des Arbeitsangebots werden als fundamentale Schwachpunkte der RBC-Theorie bewertet. Mankiw (1989) meint etwa: „*If society suffered some important adverse technological shock, we would be aware of it.*“ (Mankiw 1989; S. 85).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Die Bedeutung monetärer Einflüsse für den Konjunkturzyklus wird von der Neuen Keynesianischen Makroökonomik im Unterschied zur RBC-Theorie nicht in Frage gestellt. So lautet der erste Satz von Akerlof/Yellen (1985, S. 823): „*This paper offers an explanation of why changes in the nominal supply of money are not neutral in the short run.*" Ebenso unstrittig ist die potenzielle Bedeutung träger Preise und träger Nominallöhne für den Transmissionsprozess.[13] Die bislang fehlende mikroökonomische Begründung für eine solche Trägheit wird jedoch als theoretisches Defizit bewertet und als eine der Ursachen für die Entwicklung der Neuklassik genannt (vgl. Mankiw 1985, S. 529). Die Neue Keynesianische Makroökonomik ist nach eigener Einschätzung der Versuch, die von Lucas erhobenen Einwände zu überwinden und der RBC-Hypothese einen alternativen Erklärungsansatz gegenüberzustellen.

Die NKM zeichnet sich durch eine Vielzahl von Erklärungsansätzen aus.[14] Im Unterschied zum RBC-Ansatz fehlt allerdings ein einheitliches neukeynesianisches Paradigma (Illing 1992, S. 4). Das Modelldesign ist im Vergleich zur RBC Theorie weniger homogen.

Nach Einschätzung führender Vertreter der NKM lassen sich neukeynesianische Modelle wie folgt charakterisieren (vgl. Mankiw/Romer 1991, S. 2):

- Die Gültigkeit der klassischen Dichotomie wird für die kurze und mittlere Frist verneint.
- Die Bedeutung träger Güterpreise, träger Nominallöhne, unvollkommenen Wettbewerbs, sowie realer Rigiditäten oder Koordinationsfehler für die Erklärung des Konjunkturzyklus wird betont.

Die Aufsätze in Mankiw/Romer (1991) belegen eindrucksvoll den Einfallsreichtum der Autoren. Doch gerade das breite Spektrum an Erklärungsansätzen, Richter (1998, S. 21) spricht von einem „*Flickenteppich von Einzeltheorien*", wird auch als Nachteil angesehen (vgl. Snowdon/Vane 1997, S. 17). Blanchard (1992, S. 126) meint diesbezüglich: „*We have developed a large collection of theories or, more often, sketches of theories; we have not explored whether and how they add up to a macro theory.*" (Siehe auch Fair 1992, S. 143). Autoren

[13] Frühe Arbeiten hierzu sind von *Fischer* (1977) und *Taylor* (1980).

[14] Trotz Betonung von Friktionen wird im Übrigen eine aktive Rolle staatlicher Institutionen nicht prinzipiell als wünschenswert erachtet, selbst dann nicht, wenn staatliche Eingriffe prinzipiell zu einer Verbesserung der Ressourcenallokation beitragen könnten. (*Mankiw/Romer* 1991, S. 3).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

wie Marchlewitz (1995, S. 264) sprechen daher von einem „generellen methodischen Defizit", wobei er drei Problembereiche unterscheidet:

- Der oftmals partialanalytische Charakter der Analyse ist problematisch, da nach wie vor unklar ist, welche Modellbereiche bei der Analyse konjunktureller Schwankungen und damit auch des Transmissionsmechanismus ausgeblendet werden können. Offen bleibt, ob die Partialanalysen des Transmissionsmechanismus miteinander kompatibel sind.
- Die oftmals statische oder komparativ-statische Formulierung der Modelle ist für die dynamische Analyse prinzipiell nicht geeignet.
- Eine quantitative Einschätzung der Erklärungsansätze ist auf Grund des fehlenden Empiriebezugs oftmals nicht möglich.

RBC-Modelle sehen sich mit solchen Einwänden nicht konfrontiert. Zudem wird frühzeitig der vergleichsweise standardisierte Modellaufbau sowie der flexible Charakter der Modellstruktur deutlich. Der standardisierte Modellaufbau ermöglicht prinzipiell, die Ergebnisse eines Modells relativ einfach auf andere Analysen zu übertragen bzw. mit diesen zu vergleichen; Untersuchungen neuer Fragestellungen oder zusätzliche Modellaspekte können quasi nach einem Baukastenprinzip (Marchlewitz 1995) in das kanonische RBC-Modell eingegliedert werden. Dieses Baukastenprinzip lässt sich am Beispiel der Analyse des monetären Transmissionsmechanismus anschaulich verdeutlichen.

Unabhängig von den oben genannten ökonometrischen Studien zum monetären Transmissionsmechanismus untersuchen Cooley/Hansen (1989) erstmals die quantitative Bedeutung monetärer Impulse in einem um Geld erweiterten RBC-Modell.[15] In diesem Modell wird die Geldnachfrage über eine Geldhaltungsrestriktion motiviert (*cash-in-advance*, CIA) und die sogenannte Inflationssteuer als wesentlicher Transmissionskanal herausgearbeitet. Wie Hairault/Portier (1995) zeigen, ist dieses Modell allerdings nicht in der Lage, Impuls-Antwort-Funktionen zu simulieren, die mit den stilisierten Fakten im Einklang stehen (siehe hierzu auch Sims 1992). Wie die Simulationsergebnisse in Kapitel 3 dieser Arbeit zeigen (siehe auch Maussner 1998), ändert sich dieses Resultat nicht, wenn man Realkasse direkt als Argument in die Nutzenfunktion aufnimmt (*mo-*

[15] *King/Plosser* (1984) sind die ersten, die Geld in das RBC-Modell implementieren. Die Bedeutung monetärer Impulse im Konjunkturverlauf spielt aber in ihrem Modell keine Rolle.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

ney in the utility, MIU).[16] Die quantitative Bedeutung monetärer Impulse für den Konjunkturzyklus ist sowohl im Rahmen der CIA- als auch der MIU-Spezifikation nicht mit den stilisierten Fakten kompatibel. (vgl. Cooley/Hansen 1989, 1995 sowie Walsh 1998, Kapitel 3).

Das Interesse am monetären Konjunkturzyklus, und damit an der Analyse des Geldes im Rahmen eines RBC-Modells, wird durch die genannten ökonometrischen Studien von Sims (1992), Bernanke/Mihov (1995), Leeper/Sims/Zha (1996) oder Christiano/Eichenbaum/Evans (1997, 1999) zusätzlich (und neu) motiviert (vgl. Clarida/Gali/Gilchrist 1999, S. 1661). Dem oben genannten Baukastenprinzip entsprechend und vor dem Hintergrund der Nicht-Kompatibilität der Flexpreis-Spezifikationen der CIA- und MIU-Modelle mit den stilisierten Fakten geht man im Anschluss an Cooley/Hansen (1989) dazu über, in das um Geld erweiterte kanonische RBC-Modell nominale Rigiditäten zu implementieren, die potenziell zu einer Trägheit des aggregierten Preisniveaus führen. So simuliert King (1990) erstmals in einem RBC-Modell mit zeitlich asynchronen (*staggered*) Lohnkontrakten Impuls-Antwort-Funktionen, die auf monetäre Schocks zurückgehen. Hairault/Portier (1993) simulieren Impuls-Antwort-Funktionen in einem Modell mit Preisanpassungskosten. Da die potenzielle Trägheit des aggregierten Preisniveaus in diesen Modellen auf der Preissetzung der Unternehmen basiert und Preissetzung und vollkommene Konkurrenz nicht kompatibel sind, unterstellen Hairault/Portier (1993) für den Gütermarkt nicht die Marktform der vollständigen Konkurrenz, sondern wählen in Anlehnung an Blanchard/Kiyotaki (1987) die Marktform der monopolistischen Konkurrenz.[17] Die Implementierung der Marktstruktur monopolistischer Konkurrenz ist ein weiteres Beispiel für das Baukastenprinzip und zeigt zudem, wie Elemente, die als Charakteristikum der neukeynesianischen Literatur eingeschätzt werden (vgl. Dixon 1997 oder Goodfriend/King 1997), flexibel in den dynamischen Kontext des RBC-Modells eingebunden werden können.[18]

Der gegenwärtige Stand der Diskussion lässt sich wie folgt umschreiben: obschon die RBC-Theorie in der Tradition der Neuklassik steht und sich zunächst

---

[16] Die Übereinstimmung der Ergebnisse spiegelt die von *Feenstra* (1986) nachgewiesene funktionale Äquivalenz zwischen Geld als Argument in der Nutzenfunktion und Liquiditätskosten, die über die Budgetrestriktion wirken. Siehe auch Kapitel 3 dieser Arbeit.

[17] Allerdings untersuchen die genannten Autoren nicht, welche Implikationen sich allein aus der Modellierung der Marktform in Form monopolistischer Konkurrenz ergibt. Dies geschieht in Kapitel 3 dieser Arbeit, siehe auch *Blanchard/Kiyotaki* (1987).

[18] Siehe auch *Rotemberg/Woodford* (1992) als frühes Beispiel für die Integration unvollkommener Konkurrenz in ein dynamisches stochastisches Gleichgewichtsmodell.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

als Weiterentwicklung der walrasianischen Theorie präsentiert, zeichnen sich inzwischen zahlreiche jüngere Publikationen durch eine Implementierung von nominalen (zum Teil auch realen) Rigiditäten in das RBC-Modell aus. Ebenso basieren neuere Publikationen zum monetären Transmissionsmechanismus auf dem Analyserahmen des kanonischen RBC-Modells, das für die Analyse des Transmissionsmechanismus um nominale Rigiditäten erweitert wird (z. B. Chari/Kehoe/McGrattan 2000 oder Huang/Liu 2002).

Das RBC-Modell ist inzwischen Grundlage für eine Vielzahl makroökonomischer Modelle, deren gemeinsames Merkmal ein weitgehend einheitliches Modelldesign ist. Das stochastische Wachstumsmodell bildet die Grundlage, die Beschränkung auf einen einzigen Konjunkturauslöser ist aufgehoben. Inzwischen analysiert man im Rahmen modifizierter RBC-Modelle neben geldtheoretischen Fragen die Wirkungen fiskalpolitischer Impulse (vgl. McGrattan 1994a und 1994b) oder außenwirtschaftliche Aspekte (vgl. Obstfeld/Rogoff 1995 sowie Lane 2001 für einen Überblick). Fragestellungen aus der Arbeits- oder Finanzmarkttheorie werden inzwischen ebenfalls im Rahmen des RBC-Modells untersucht (vgl. Stadler 1994, Hénin 1995 und Cooley 1995).

Neuere Arbeiten zum monetären Transmissionsmechanismus sowie die Kapitel D. bis F. in dieser Arbeit sind ein Beispiel für eine solche Kombination. Wie Danthine/Donaldson (1993) bereits früh betonen, steht der RBC-Ansatz nicht (mehr, RG) für einen spezifischen theoretischen Erklärungsansatz, sondern ist vielmehr durch eine „... *new research methodology* ...“ gekennzeichnet, die sich wie folgt umschreiben lässt:

- Systematische statistische Beschreibung des zu untersuchenden Phänomens.
- Formulieren eines stochastischen, dynamischen berechenbaren Gleichgewichtsmodells.
- Vergleich der empirischen mit der theoretischen (simulierten) Evidenz.

Folgt man dieser Interpretation des RBC-Ansatzes, muss man also nicht zwingender Anhänger der RBC-Hypothese im ursprünglichen Sinn sein, um die Vorteile des theoretischen Analyserahmens zu schätzen und zu nutzen. McCallum (1999, S. 3) bringt dies zum Ausdruck: „[You need not be] ... *altogether negative about RBC analysis because much of it has been devoted to the developments of new theoretical and empirical tools, ones that can be employed without any necessary acceptance of the RBC hypothesis about the source of cyclical fluctuations.*“

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Ein weiteres anschauliches Beispiel für die Flexibilität und Ausbaufähigkeit des RBC-Rahmens sind neuere Analysen zur Geldpolitik, die basierend auf im Rahmen der RBC-Theorie entwickelten Methoden, der Frage optimaler Geldpolitik nachgehen, indem unterschiedliche geldpolitische Regeln im Rahmen adäquat modifizierter RBC-Modelle diskutiert werden (vgl. Taylor 1999 oder Galí 2000).

Goodfriend/King (1997) sprechen von einer „*New Neoclassical Synthesis*", die man auch neuklassiche Synthese bezeichnen könnte, da die walrasianische Idee der simultanen Markträumung nach wie vor charakteristisch für diese Modellklasse bleibt. Im Wesentlichen ist diese durch folgende Elemente gekennzeichnet (vgl. Goodfriend/King 1997, S. 25):

- Dynamische Optimierung sowie rationale Erwartungen.
- Unvollkommene Konkurrenz und unvollständige Preisanpassung.

(Galí 2000, S. 1), der diese Modelle als „*New Keynesian*" bezeichnet, spricht von einer

> *„new generation of small-scale monetary business cycle models, ... [which] integrate Keynesian elements (imperfect competition and nominal rigidities) into a dynamic general equilibrium framework that was largely associated until recently with the RBC paradigm."*

III. Erstes Resümee und Ausblick

„... even though output may be demand-determined on a period by period basis ..., output must be supply-determined on average."

Goodfriend/King (1997)

Empirische Evidenz zum Transmissionsmechanismus in Form von Impuls-Antwort-Funktionen wird in einer Reihe neuerer Publikationen als Referenz gewählt (z. B. Bergin/Feenstra 2000, Fuhrer 2000 oder Ellison/Scott 2000). Um die Kompatibilität bzw. die quantitative Bedeutung der theoretischen Transmissionskanäle mit der Evidenz in Form der Impuls-Antwort-Funktionen vergleichen zu können, werden Modelle konstruiert, die prinzipiell ermöglichen, diese Form der Evidenz nicht nur qualitativ, sondern auch quantitativ nachzubilden.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Daher untersucht man zunehmend Fragen zum monetären Transmissionsmechanismus im Rahmen dynamischer Gleichgewichtsmodelle (RBC-Modelle), da zum einen mit der Entwicklung des RBC-Modells ein weitgehend standardisierter und flexibler Modellrahmen existiert und zum anderen Techniken zur Verfügung stehen, die es erlauben, künstliche Zeitreihen und damit auch Impuls-Antwort-Funktionen zu simulieren, die den empirisch ermittelten Impuls-Antwort-Funktionen gegenübergestellt werden können. Grundlage für die Analyse sind stochastische Gleichgewichtsmodelle, die sowohl in qualitativer als auch in quantitativer Hinsicht mit den stilisierten Fakten verglichen werden können.

Beispiele für ein solche Vorgehensweise sind Christiano/Eichenbaum (1995), Yun (1996), Sims (1998), Bernanke/Gertler/Gilchrist (1999) sowie Fuhrer (2000). Diese Arbeiten untersuchen, ob durch die Implementierung alternativer Formen von nominalen Rigiditäten theoretische Impuls-Antwort-Funktionen simuliert werden können, die mit Impuls-Antwort-Funktionen, die auf ökonometrisch geschätzten VAR-Modellen basieren, kompatibel sind. Ihre Untersuchungen stützen sich auf dynamische stochastische Gleichgewichtsmodelle, in die jeweils alternative Formen nominaler Rigiditäten integriert wurden. Methodisch ebenso vorgehend, wird in dieser Arbeit die Frage untersucht, ob unterschiedliche Formen von Preisinflexibilitäten auf der mikroökonomischen Ebene, die zu einer Trägheit des aggregierten Preisniveaus führen sollten, im Rahmen eines dynamischen Gleichgewichtsmodells einen signifikanten Einfluss auf den monetären Transmissionsmechanismus und damit auf die Impuls-Antwort-Funktionen besitzen.

Motiviert wird die Fragestellung nicht zuletzt durch die einflussreiche Arbeit von Chari/Kehoe/McGrattan (2000), die gezeigt haben, dass es nicht genügt, eine bestimmte Form von Güterpreisinflexibilität auf der Unternehmensebene in ein prototypisches dynamisches Gleichgewichtsmodell zu implementieren, um zu gewährleisten, dass ein monetärer Schock Anpassungsprozesse in Gang setzt, die mit der empirischen Evidenz vereinbar sind. Sie zeigen, dass für eine Reihe von Modellvariationen eine exogene asynchrone Preissetzung der Unternehmen per se nicht zu einem trägen aggregierten Preisniveau führt. In Reaktion auf Chari/Kehoe/McGrattan (2000) sind eine Reihe von Modellvarianten formuliert worden, die entweder versuchen, das Ergebnis zu relativieren, indem das Modell in geeigneter Weise modifiziert wird, oder zeigen, dass (alternative) Formen nominaler Rigiditäten per se (doch) ausreichen, um die empirische Evidenz nachzubilden. Beispielhaft seien genannt Erceg (1997), Jeanne (1998), Bergin/Feenstra (2000), Edge (2000), Christiano/Eichenbaum/Evans (2001), Dotsey/King (2001) und Huang/Liu (2002) (und die hier vorliegende Arbeit).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Die Arbeit ist folgendermaßen aufgebaut:[19] Kapitel 2 beschreibt eine Möglichkeit, monetäre Schocks aus makroökonomischen Zeitreihen zu extrahieren. Mithilfe von Impuls-Antwort-Funktionen werden die quantitativen Auswirkungen des monetären Schocks auf ausgewählte makroökonomische Variablen herausgearbeitet. Die empirischen Impuls-Antwort-Folgen dienen als Referenz für die simulierten Impuls-Antworten-Folgen der nachfolgenden Kapitel. Um die Bedeutung der zu implementierenden nominalen Rigiditäten abzuschätzen, werden im dritten Kapitel zwei Flex-Preis-Modellvarianten simuliert. Die Modellvarianten unterscheiden sich dabei hinsichtlich der zu Grunde gelegten Marktformen. Die erste Modellvariante ist dadurch gekennzeichnet, dass auf allen Märkten vollkommene Konkurrenz vorliegt, während die zweite Variante dadurch gekennzeichnet ist, dass einige Unternehmen unter der Bedingung unvollkommener Konkurrenz (monopolistischer Konkurrenz) produzieren. Die zweite Variante dient als Kontrollmodell, um zu prüfen, ob durch unvollkommene Konkurrenz der Transmissionsmechanismus beeinflusst wird. Das dynamische Gleichgewichtsmodell im vierten Kapitel enthält Preisanpassungskosten im Sinne von Rotemberg (1982). Ein wesentliches Ziel dieses Kapitels ist zu prüfen, inwieweit die Höhe der Preisanpassungskosten den monetären Transmissionsmechanismus des Modells beeinflusst. Das Modell kann als erstes Beispiel in der vorliegenden Arbeit verstanden werden, welches neukeynesianische Elemente mit der Methodik des RBC-Ansatzes verknüpft. In der Modellformulierung des fünften Kapitels sind die Güterpreise der Unternehmen nicht vollständig flexibel, da die preissetzenden Unternehmen zu unterschiedlichen Zeitpunkten ihre Güterpreise für eine exogen vorgegebene Periode setzen. Dabei wird angenommen, dass sich die Gruppe der preissetzenden Produzenten in vier Gruppen aufteilen lässt, und dass die Unternehmen für eine verhältnismäßig kurze Zeit (vier Perioden) ihre Preise nicht verändern können. Dieser Form der asynchronen Preisfestlegung liegt die Vorstellung zu Grunde, dass preissetzende Unternehmen aus Wettbewerbsgründen keine großen Veränderungen der relativen Preise wünschen, und die Anpassung der Güterpreise zum neuen Preisniveau sich daher nur langsam vollzieht. Die Simulationen zeigen allerdings, dass diese Hypothese im Rahmen eines prototypischen dynamischen Gleichgewichtsmodells nicht plausibel ist. Da die Stückkosten in den Modellvarianten des vierten und des fünften Kapitels sehr sensibel auf den monetären Schock reagieren, wird im sechsten Kapitel die Flexibilität des Geldlohns ein-

[19] Die Darstellung der jeweiligen Modelle ist in sich vollständig, so dass beim Lesen aller Kapitel gewisse Redundanzen nicht ausbleiben. Der Vorteil liegt jedoch darin, dass die einzelnen Kapitel prinzipiell isoliert gelesen werden können und etwaige Modellvergleiche leichter fallen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

geschränkt. Das Modell wird hierbei in zwei Varianten untersucht: in der ersten Variante sind die Güterpreise flexibel, in der zweiten Variante unterliegen die Unternehmen analog zum vierten Kapitel Preisanpassungskosten. Um die Robustheit der Ergebnisse zu prüfen, wird die Modellvariante des sechsten Kapitels basierend auf zwei unterschiedlichen Nutzenfunktionen simuliert.

Anhand der Simulationsergebnisse der vorliegenden Arbeit können die folgenden Schlüsse gezogen werden.

- Die Implementierung unterschiedlicher Formen nominaler Rigiditäten beeinflusst die *qualitativen* Ergebnisse mitunter beträchtlich, daher ist
- es im Rahmen von dynamischen stochastischen Gleichgewichtsmodellen prinzipiell nicht sinnvoll, nominale Rigidität und Transmissionskanal analytisch zu trennen (wie das in den partialanalytischen Studien geschieht).
- Prinzipiell ist es möglich, durch die Implementierung von nominalen Rigiditäten Preis- und Lohnträgheiten zu generieren, die eine persistente Reaktion des Outputs ermöglichen. Die Ergebnisse legen aber den Schluss nahe, dass
- der Verarbeitungsmechanismus in einem prototypischen dynamischen Gleichgewichtsmodell dazu führt, dass trotz nominaler Rigidität (plausiblen Ausmaßes) das aggregierte Preisniveau zumeist sensibel auf den monetären Impuls reagiert. Mit anderen Worten, nominale Rigiditäten in einem dynamischen stochastischen Gleichgewichtsmodell per se reichen nicht aus, um die empirische Evidenz hinreichend zu beschreiben.[20]

Zu bemerken bleibt, dass der Vergleich und die Beurteilung der Modellspezifikationen anhand von Impuls-Antwort-Folgen in dieser Arbeit nicht auf formalen Teststatistiken beruhen. Der Empfehlung von Hansen/Heckman (1996, S. 98) folgend, basieren die in dieser Arbeit vorliegenden Simulationen auf zahlreichen Variationen einzelner Parameterwerte. Diese Form der Sensitivitätsanalyse gibt Aufschluss darüber, inwieweit die Simulationsergebnisse als robust bewertet werden können. Die Simulationen, die mit alternativen Parameterwer-

[20] Damit bleibt letztlich offen, ob die spezische Form der nominalen Rigidität *quantitativ* von Bedeutung ist, wenn in ein dynamisches stochastisches Gleichgewichtsmodell weitere Kanäle eingebaut werden, die es dem Modell ermöglichen, in zufriedenstellender Art und Weise die empirische Evidenz abzubilden.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

ten durchgeführt wurden, lassen den Schluss zu, dass für plausible Bandbreiten hinsichtlich einer Reihe von Modellparametern die Ergebnisse als durchaus robust eingestuft werden können.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

B. Monetäre Schocks in VAR-Modellen

„... impulse response functions ... offer a natural way to judge the consistency of theory and fact."

Mankiw (2001)

I. Einführung

Die folgenden Ausführungen beschreiben eine Möglichkeit, monetäre Schocks aus makroökonomischen Zeitreihen zu extrahieren. Die monetären Schocks basieren hierbei auf einem stochastischen Impuls, der von einer monetären Variablen (*Guthaben der Geschäftsbanken bei Zentralbanken*[1], *Geldbasis*, *M1*) oder – alternativ – von einem Geldmarktzins ausgeht. Mit Hilfe von Impuls-Antwort-Funktionen werden die quantitativen Auswirkungen des monetären Schocks auf einige makroökonomische Variablen herausgearbeitet, wobei die Impuls-Antwort-Funktionen aus einem ökonometrisch geschätzten vektorautoregressiven Modell (VAR-Modell) abgeleitet sind.[2] Den Impuls-Antwort-Funktionen liegt dabei die Idee zu Grunde, ausgewählte Variablen einmalig einem Schock auszusetzen und die Wirkung dieses Schocks auf diese Variablen im Zeitverlauf zu beschreiben.

Schwierigkeiten bereitet allerdings der Umstand, dass derartige Schocks nur in Ausnahmefällen unmittelbar aus den Zeitreihen identifiziert werden können. So müssen auch für die Ableitung der Impuls-Antwort-Folgen prinzipiell spezifische Annahmen bezüglich der Identifikation der monetären Schocks getroffen werden. Ein Fokus der empirischen Studien zum monetären Transmissionsmechanismus liegt daher auf der Identifikation monetärer Schocks. Inzwischen liegen eine Reihe alternativer Identifikationsschemata im Rahmen von VAR-Modellen vor (siehe Favero 2001). Die drei geläufigsten Ansätze, monetäre Schocks im Rahmen von VAR-Modellen zu identifizieren, lassen sich dabei wie folgt einteilen (vgl. Uhlig 2001, S. 5):

---

[1] Im Folgenden als *Reserven* bezeichnet.

[2] Alternativen zum Ansatz in dieser Arbeit wurden beispielsweise von *Romer/Romer* (1989) oder *Faust/Leeper* (1997) vorgeschlagen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

- Unterstellen einer rekursiven Ordnung bzw. einer zeitlichen Abfolge der Schocks (Cholesky-Zerlegung).
- Formulieren von linearen Beziehungen zwischen den unbeobachtbaren Schocks des strukturellen VAR-Modells.[3]
- Einteilung der Schocks nach ihrer zeitlichen Wirkung in transitorische und permanente Schocks.

Jeder dieser Ansätze basiert auf spezifischen Annahmen bezüglich der Identifikation des Schocks, wobei die Annahmen nicht aus einem vollständig spezifizierten Modell abgeleitet werden, sondern eher auf informellen Plausibilitätsüberlegungen basieren (Breitung 1999, S. 6). Allerdings lässt sich feststellen, dass in der Literatur eine gewisse Tendenz besteht, anhand der geschätzten Impuls-Antwort-Folgen Rückschlüsse auf die Plausibilität der Annahmen zu führen. Unplausible Impuls-Antwort-Folgen werden als Indiz für unplausible Annahmen bzw. als Fehlspezifikation des VAR-Modells interpretiert (z.B. Leeper/Sims/Zha 1996, S. 29).[4] Die Anwendung des zunächst atheoretischen Konzepts der VAR-Modelle wird mittlerweile von theoretischen Überlegungen ergänzt, indem beispielsweise Identifikationsschemata aus institutionellen Arrangements des Geldmarkts abgeleitet (z.B. Bernanke/Mihov 1995) oder Schocks als monetäre Schocks identifiziert werden, die langfristig keinen Einfluss auf die anderen Variablen des Systems besitzen (Blanchard/Quah 1989).

Trotz unterschiedlicher Methoden monetäre Schocks zu identifizieren, scheint in der Literatur allerdings eine gewisse Übereinstimmung bezüglich der qualitativen Effekte dieser Schocks vorzuliegen, die als weitgehend robust gegenüber unterschiedlichen Annahmen bewertet werden (Uhlig 2001, S. 1).[5] Weitgehende Übereinstimmung herrscht darüber hinaus in der Abschätzung des Erklärungsbeitrags monetärer Schocks hinsichtlich der Volatilität des Outputs: sowohl die zyklischen Schwankungen des Outputs als auch die Bewegungen der

---

[3] Die Idee der strukturellen Identifikation besteht darin, den Vektor der Innovationen (Störgrößen) des VAR-Modells analog zu einem simultanen Mehrgleichungsmodell zu modellieren; siehe beispielsweise *Breitung* (1999) oder *Favero* (2001, S. 166-168).

[4] „*There is a danger that the literature just gets out what has been stuck in, ... it is hard to distinguish between assumptions and conclusions.*" *Uhlig* (2001, S. 2). Siehe *Rudebusch* (1998) für eine Kritik der Identifikation monetärer Schocks mit Hilfe des VAR-Ansatzes sowie *Sims* (1998) für eine Gegenkritik.

[5] *Favero* (2001, S. 164) sieht in diesen Ergebnissen einen Katalog an stilisierten Fakten.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Preise scheinen vergleichsweise gering auf monetäre Schocks zu reagieren (siehe z. B. Cochrane 1994).[6]

Im Unterschied zum Konsens bezüglich der qualitativen Wirkungen monetärer Schocks liegt in der Frage plausibler Identifikationsannahmen keine vergleichbare Übereinstimmung vor. Auch die Frage, ob ein monetärer Impuls auf einem Geldmengenaggregat basiert oder auf stochastische Variationen eines Geldmarktzinses zurückzugeführt werden kann, ist nicht endgültig geklärt.

Bei der Schätzung der Impuls-Antwort-Folgen wird berücksichtigt, dass die zu Grunde liegenden Daten teilweise eine Einheitswurzel (*unit root*) aufweisen und die Zeitreihen kointegriert sind. Vielleicht etwas überraschend ist, dass etwaige Probleme, die mit der ökonometrischen Modellierung nichtstationärer Zeitreihen einhergehen können, im Rahmen der VAR-Studien zum monetären Transmissionsmechanismus praktisch nicht erörtert worden sind.[7]

Spätestens an dieser Stelle stellt sich die Frage, weshalb man überhaupt das Augenmerk auf monetäre Schocks legt. Warum nicht einfach den Zentralbankdirektoren über die Schultern schauen und beobachten, was sie beschliessen? Warum nicht einfach analysieren, in welcher Weise eine gegebene Politikmaßnahme des Zentralbankrats in den realen Sektor übertragen wird? Methodisch wäre dies insofern problematisch, da Geldpolitik typischerweise nicht autonom Impulse auslöst, sondern vielmehr (vorausschauend und systematisch) auf gesamtwirtschaftliche Entwicklungen reagiert. Demnach liegen einer gegebenen Politikmaßnahme oftmals erwartete Veränderungen auf den Finanz- und Gütermärkten zu Grunde, die ihrerseits auf eine Reihe verschiedener Schocks zurückzuführen sind.[8] Soll die real existierende Ökonomie als Messlatte für Modellökonomien dienen, so fordert Lucas (1980) aber gerade die Identifikation eines einzelnen Schocks. Die Umsetzung seiner Idee umfasst dabei die folgenden Schritte:

- Zunächst müssen monetäre Schocks aus dem verfügbaren Datenmaterial mit Hilfe geeigneter Annahmen isoliert werden.
- Alsdann versucht man, die Reaktion der real existierenden Ökonomie auf die isolierten Schocks zu beschreiben.

---

[6] Kritisch hierzu *Faust* (1998) und *Uhlig* (2001).

[7] Die Frage, ob das GDP für die USA eine Einheitswurzel enthält, wird nach wie vor kontrovers diskutiert, siehe z.B. *Perron* (1997), *Kilian/Ohanian* (2000) und *Murray/Nelson* (2000).

[8] Dass Zentralbanken mehrheitlich auf Entwicklungen *re*agieren, ist mit den genannten empirischen Studien, die auf VAR-Modellen basieren, kompatibel.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

- Schließlich führt man dasselbe Experiment im Rahmen des Modells durch und vergleicht die Reaktionen mit der realen Ökonomie.[9]

II. Zur Interpretation monetärer Schocks

Die wenigsten Ökonomen interpretieren die Zentralbank als einen Zufallsgenerator (Bagliano/Favero 1998), der scheinbar stochastisch versucht, makroökonomische Variablen zu beeinflussen. Der VAR-Ansatz setzt Geldpolitik nicht mit einem Zufallsprozess gleich, sondern unterstellt vielmehr, dass Zentralbanken systematisch ihre Instrumente steuern, um ihre Zielvorgaben zu erfüllen. Die systematische Komponente kann dabei durch das Konzept einer Reaktionsfunktion formalisiert werden.[10] Der durch eine Reaktionsfunktion nicht erklärbare Anteil kann dann seinerseits mit einem monetären Schock gleichgesetzt werden. Formal lässt sich diese Vorstellung wie folgt wiedergeben (vgl. Christiano/Eichenbaum/Evans 1999, S. 71):

$$i_t = f(\Omega_t) + \varepsilon_t ,$$

wobei i_t das Instrument der Zentralbank widerspiegelt und f eine lineare Funktion darstellt, die das Instrument mit der Informationsmenge Ω_t in Beziehung setzt. Die Zufallsvariable ε_t stellt den monetären Schock dar. f entspricht der Reaktionsfunktion und Ω_t der Informationsmenge der Zentralbank.[11] Das Konzept der Reaktionsfunktion lässt dabei zunächst die Frage unbeantwortet, ob die Variation des Instruments vornehmlich auf die systematische Komponente oder auf die stochastische Störung zurückzuführen ist. Die Literatur zu den VAR-Modellen des monetären Transmissionsmechanismus schreibt den Großteil der Variation dem systematischen Teil zu (vgl. beispielsweise Leeper/Sims/Zha 1996).

Die Gründe, weshalb eine Zufallsvariable ε_t in die Reaktionsfunktion miteinbezogen wird, können vielfältiger Natur sein. Hier seien zwei denkbare Gründe genannt (siehe auch Christiano/Eichenbaum/Evans 1999):

---

[9] Siehe hierzu die nachfolgenden Kapitel dieser Arbeit.

[10] Siehe hierzu beispielsweise *Clarida/Gali/Gertler* (1999).

[11] Überträgt man diese Vorstellung auf das VAR-Modell, so kann diejenige Gleichung, die sich auf das Instrument der Zentralbank bezieht, als Reaktionsfunktion interpretiert werden.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

1. ε_t symbolisiert einen exogenen Schock hinsichtlich der Präferenzen der Zentralbank in bezug auf ihre Zielvorgaben. Beispielsweise könnte das relative Gewicht eines Inflationsziels gegenüber einem Beschäftigungsziel im Verlauf eines Konjunkturzyklus variieren.
2. Technische Faktoren verhindern, dass die Instrumente in gewünschter Weise an die Zielgrößen angepasst werden können. Beispielsweise, weil Daten mit Fehlern behaftet sind und Revisionen unterliegen oder weil der Zusammenhang zwischen Instrumenten und Zielvariablen stochastischen Einflüssen unterliegt.

Weshalb die Untersuchung stochastischer Einflüssen von Interesse ist, liegt in der Idee begründet, dass die Reaktion des makroökonomischen Systems auf einen monetären, nicht antizipierten Schock, die Impuls-Antwort-Folgen, Informationen über den Transmissionsmechanismus beinhaltet, die als empirische Messlatte definiert werden können. Der so generierte Maßstab, der implizit die Anpassungen der Banken und Nichtbanken an veränderte Rahmenbedingungen auf den Geld- und Kreditmärkten enthält, stellt eine indirekt beobachtbare Form von empirischer Evidenz dar und dient als Referenz für modelltheoretische (simulierte) Impuls-Antworten. Selbst wenn diese Impuls-Antworten von quantitativ geringerer Bedeutung sind, können damit prinzipiell die zur Diskussion stehenden verschiedenen Modellspezifikationen verglichen werden.

Zu beachten ist hierbei, dass diese Form der Evidenz per se keinen Aufschluss darüber gibt, ob der Schock als wesentliche Ursache für die Schwankungen der jeweils untersuchten Variablen interpretiert werden kann. Die Aussagen von Chari/Kehoe/McGrattan (2000, S. 1151): „... *the main feature of the business cycle: persistent movements in output*" und Koenig (1999, S. 10): „ ... *monetary policy shocks have* not [nachträgliche Betonung, RG], *in fact, been a major source of post-war business cycle fluctuations,* ..." stehen nicht zwingend zueinander in Widerspruch. Die Impuls-Antwort-Folgen geben zunächst nur einen visuellen Eindruck davon, wie makroökonomische Variablen auf einen spezifischen Schock, hier einen monetären Impuls, reagieren. Die quantitative Bedeutung eines spezifischen Schocks relativ zu anderen Schocks lässt sich mit Hilfe der Zerlegung der Varianz der Prognosefehler (*forecasting error variance decomposition*) ermitteln.

Mit der Analyse monetärer Schocks stellt sich natürlich die Frage, welche Instrumente Zentralbanken einsetzen und damit einhergehend, von welcher Variablen ein geldpolitischer Impuls ausgeht. Etwas vereinfacht gefragt: basiert ein monetärer Impuls prinzipiell auf der *Geldbasis*, den *Reserven* oder auf einem Geldmarktzins?

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Eine VAR-Analyse kann diese Frage nicht beantworten. Mit der folgenden Analyse soll daher auch nicht behauptet werden, geldpolitische Impulse, die am Geldmarkt den Ausgangspunkt eines monetären Transmissionsmechanismus bilden, beruhten ausschließlich auf Veränderungen der Geldbasis oder eines Geldmarktzinses. Das Ziel ist vielmehr, basierend auf alternativen Zentralbankinstrumenten, die quantitativen Auswirkungen eines monetären Impulses mit Hilfe von Impuls-Antwort-Funktionen zu beschreiben und damit eine Form der empirischen Evidenz zu erzeugen, die als Messlatte für die Evaluierung quantitativer Gleichgewichtsmodelle herangezogen werden kann.

III. Identifikation monetärer Schocks mittels eines VAR-Modells

Einführung

Um Mehrgleichungsmodelle „traditionell" zu identifizieren, werden in der Regel a priori einzelne Parameter in den Parametermatrizen Null gesetzt (Cowles Commission-Ansatz). Demgegenüber werden zur Identifikation von VAR-Modellen zumeist Annahmen im Hinblick auf die Kovarianzmatrix getroffen. Zudem werden im Unterschied zum Cowles Commission-Ansatz die Variablen nicht a priori in exogene und endogene Variablen eingeteilt. Der VAR-Ansatz lässt sich, im Unterschied zum traditionellen Cowles Commission-Ansatz, wie folgt charakterisieren (Charemza/Deadman 1997, S. 156):

- Die Variablen werden nicht a priori in endogene und exogene aufgeteilt.
- Es werden keine Nullrestriktionen auferlegt.
- Dem VAR-Modell liegt prinzipiell keine spezifische Theorie zu Grunde.

Ausgangspunkt der Modellierung ist die Formulierung eines allgemeinen vektorautoregressiven Prozesses. Hierbei wird jede Variable als eine Funktion aller anderen Variablen des Modells formuliert, wobei die jeweils anderen Variablen zeitlich verzögert in die jeweilige Gleichung eingehen.

Da keine Variable aus einer bestimmten Gleichung ausgeschlossen wird und keine exogenen Variablen existieren, wird jede Variable durch jede andere Variable des Modells beeinflusst. Damit lässt sich der VAR-Ansatz auch als (zunächst) atheoretischer Ansatz beschreiben, der alle direkten und indirekten Zusammenhänge zwischen den untersuchten Variablen zusammenfasst.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Der Modellierung des VAR-Modells liegt die Vorstellung zu Grunde, dass die Variablen des Modells in jeder Periode von stochastischen Einflüssen beeinflusst werden. Da diese stochastischen Einflüsse nicht direkt beobachtbar sind, müssen Annahmen getroffen werden, die eine Identifikation der Schocks erlauben. Grundlegend ist dabei die Vorstellung, dass die unbeobachtbaren Schocks nicht miteinander korrelieren, denn nur so können die Wirkungen eines isolierten Schocks im Zeitverlauf auf das System untersucht werden. Wie die untenstehenden Ausführungen zeigen, trifft diese Annahme auf ein VAR-Modell im Allgemeinen nicht zu. In dieser Arbeit werden die unbeobachtbaren monetären Schocks identifiziert, indem im Hinblick auf die zeitliche Abfolge der Schocks entsprechende Annahmen getroffen werden. Diese Form der Identifikation wird als trianguläre oder Cholesky-Identifikation bezeichnet und impliziert, dass bestimmte Variablen erst mit einer zeitlichen Verzögerung von einer Periode auf bestimmte Schocks reagieren.[12]

Formale Darstellung VAR-Modelle

Gegeben seien k Zeitreihen $y_t = (y_{1t}, \cdots, y_{kt,})'$. Angenommen, das ökonomische System, abgebildet durch ein dynamisches strukturelles Modell, sei durch k lineare Gleichungen charakterisiert. In Matrixnotation lautet dieses System

(2.1) $$S_0 y_t = s + S_1 y_{t-1} + \cdots + S_p y_{t-p} + u_t ,$$

wobei die S_i die $(k \times k)$ Koeffizientenmatrizen darstellen und s den $(k \times 1)$ Vektor der Konstanten symbolisiert. $u_t = (u_{1t,} \ldots, u_{kt})'$ ist ein Vektor von stochastischen Variablen mit den Eigenschaften

(2.2) $$E(u_t) = 0 ,$$

$$E(u_t u_\tau') = \begin{cases} D & \text{für } t = \tau \\ 0 & \text{sonst.} \end{cases}$$

[12] Diese Form der Identifikation basiert auf *Sims* (1980), alternative Annahmen zur Identifikation werden beispielsweise in *Favero* (2001) beschrieben.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Dieses System wird als struktureller vektorautoregressiver Prozess p-ter Ordnung, SVAR(p), bezeichnet. Hierbei wird unterstellt, dass die u_t nicht beobachtbar sind und nur mit Hilfe geeigneter Annahmen identifiziert werden können (vgl. Breitung 1999, S. 3). D ist eine $(k \times k)$ positiv definite Matrix. Formuliert man hingegen einen vektorautoregressiven Prozess p-ter Ordnung, VAR(p), in reduzierter Form, so lautet dieser

(2.3) $$y_t = c + A_1 y_{t-1} + \cdots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

wobei die A_i die $(k \times k)$ Koeffizientenmatrizen darstellen und c den $(k \times 1)$ Vektor der Konstanten symbolisiert. $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t,} \ldots, \varepsilon_{kt,})'$ ist ein Vektor mit den Eigenschaften

(2.4) $$E(\varepsilon_t) = 0,$$

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_\tau') = \begin{cases} \Omega & \text{für } t = \tau \\ 0 & \text{sonst.} \end{cases}$$

Im Unterschied zu den u_t lassen sich die ε_t aus der Schätzung des VAR(p) in der reduzierten Form ermitteln. Die Varianz-Kovarianz Matrix Ω ist eine $(k \times k)$ symmetrische positiv definite Matrix. Konsistene Schätzer der A_i können für jede Gleichung isoliert mit OLS geschätzt werden, Ω lässt sich aus den geschätzten Residuen berechnen.

Wie aus der obigen Formulierung hervorgeht, werden die Beobachtungen zum Zeitpunkt t in linearer Form aus den vorangegangenen Realisationen des Prozesses abgeleitet. Vergleicht man die beiden Formulierungen, so erkennt man, dass

(2.5) $$c = S_0^{-1} s,$$
$$A_i = S_0^{-1} S_i,$$
$$\varepsilon_t = S_0^{-1} u_t,$$

gilt, wenn man das VAR (p) als reduzierte Form des dynamischen strukturellen Modells interpretiert (vgl. Greene 2000, S. 746).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Impuls-Antwort-Funktionen und Cholesky-Identifikation

Jeder kovarianz-stationärer VAR(p) Prozess lässt sich alternativ in der Form eines gleitenden Durchschnitts MA(∞) formulieren:[13]

$$y_t = \mu + \varepsilon_t + B_1\varepsilon_{t-1} + B_2\varepsilon_{t-2} + \cdots . \tag{2.6}$$

Die Formulierung des VAR(p) Prozesses in der Form eines MA(∞) ermöglicht prinzipiell, die Wirkung eines isolierten Schocks auf den Zeitpfad einer Variablen zu untersuchen. So gibt beispielsweise das Element in der i-ten Zeile und j-ten Spalte der Matrix B_2 die Konsequenz des j-ten Schocks des Vektors ε_t zum Zeitpunkt $t-2$ auf die i-te Variable des Vektors y_t an. Die grafische Darstellung der i-ten Zeile und j-ten Spalte der Matrizen B_τ als eine Funktion von τ wird als Impuls-Antwort-Funktion (*impulse-response function*) bzw. Impuls-Antwort-Folge bezeichnet. Sie beschreibt die Reaktion der Variablen $y_{i,t+\tau}$ auf einen Impuls $\varepsilon_{j,t}$ bei Konstanz aller anderen Variablen in t. Der MA(∞) ist demnach mit der Impuls-Antwort-Funktion identisch (Cochrane 1997, S. 36).

Problematisch ist allerdings, dass die $\varepsilon_{j,t}$ des Vektors ε_t im Allgemeinen miteinander korrelieren, so dass die Wirkung eines einzelnen $\varepsilon_{j,t}$ in der Regel nicht isoliert analysiert werden kann. Hieraus ergeben sich indirekte Effekte (Breitung 1999, S. 10), die simultan zu berücksichtigen sind. Um diese indirekten Effekte zu vermeiden, ist es notwendig, die ε_t mit Hilfe geeigneter Transformationen in unkorrelierte Schocks zu überführen. Es wird nun angenommen, dass eine Beziehung zwischen den beobachtbaren (korrelierten) und nicht beobachtbaren (unkorrelierten) Schocks existiert. Die Beziehung sei von der Form

$$u_t = S_0\varepsilon_t . \tag{2.7}$$

Die Elemente in u_t sind, im Unterschied zu den Elementen in ε_t, nicht korreliert.

---

[13] Dies trifft dann zu, wenn alle z, welche die Bedingung $\left|I_k - A_1 z - A_2 z^2 - \cdots - A_p z^p\right| = 0$ erfüllen, außerhalb des Einheitskreises liegen (*Hamilton* 1994, S. 259).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Die einzige Information, die zunächst bezüglich S_0 existiert, ist $\Omega = S_0^{-1} D S_0^{-1'}$.[14] Im traditionellen Mehrgleichungsansatz werden hinsichtlich D keine Annahmen getroffen, sondern stattdessen den Matrizen S_i Restriktionen auferlegt, um das strukturelle Modell zu identifizieren. Die obige Fragestellung fordert hingegen, dass die Schocks unkorreliert sind. Problematisch hierbei ist, dass die Matrix S_0 insgesamt k^2 Parameter enthält, während die symmetrische Matrix Ω maximal nur $(k^2 + k)/2$ verschiedene Parameter aufweist. Ohne zusätzliche Annahmen bzw. Restriktionen kann S_0 aus Ω nicht eindeutig ermittelt werden.

Eine Möglichkeit, die Matrix S_0 zu ermitteln, basiert auf der triangulären Faktorisierung einer positiv definiten symmetrischen Matrix Ω (vgl. Hamilton 1994, S. 87). Gemäß dieser Faktorisierung lässt sich die Matrix Ω in der Form

(2.8)
$$\Omega = S_0^{-1} D S_0^{-1'},$$

darstellen, wobei S_0 eine Triangulär-Matrix der Form

(2.9)
$$S_0 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ s_{21} & 1 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ s_{k1} & s_{k2} & 1 \end{bmatrix}$$

ist und D eine Diagonal-Matrix der Form

(2.10)
$$D = \begin{bmatrix} d_{11} & 0 & 0 \\ 0 & d_{22} & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & d_{kk} \end{bmatrix}$$

repräsentiert. Vor dem Hintergrund dieser Faktorisierung lässt sich die Varianz-Kovarianz-Matrix von u_t wie folgt darstellen (Hamilton 1994, S. 320):

[14] Dies folgt aus (2.2), (2.4) und (2.7).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

(2.11)
$$\begin{aligned} E\left(u_t u_t'\right) &= S_0\, E\left(\varepsilon_t \varepsilon_t'\right) S_0' \\ &= S_0\, \Omega\, S_0' \\ &= S_0\, S_0^{-1}\, D\, S_0^{-1'}\, S_0' \\ &= D. \end{aligned}$$

Die Elemente auf der Hauptdiagonalen stellen die Varianz der u_{jt} dar, die Elemente außerhalb der Diagonalen sind Null: die u_t sind nicht miteinander korreliert. Die lineare Transformation der ε_t mit Hilfe einer triangulären Matrix S_0 führt zu einer Orthogonalisierung der Elemente in ε_t. Damit ist eine isolierte Analyse der Wirkung einzelner Schocks möglich. Der MA(∞)-Prozess lässt sich demnach wie folgt formulieren:

(2.12)
$$y_t = \mu + S_0^{-1} u_t + B_1 S_0^{-1} u_{t-1} + B_2 S_0^{-1} u_{t-2} + \cdots .$$

Das Element in der *i*-ten Zeile und *j*-ten Spalte der Matrix $B_2 S_0^{-1}$ gibt nun die (isolierte) Konsequenz des *j*-ten Schocks des Vektors u_t zum Zeitpunkt $t-2$ auf die *i*-te Variable des Vektors y_t an.

Aus der triangulären Faktorisierung folgt, dass die Schocks in der Periode *t* in rekursiver Form in das System eingehen, denn $u_t = S_0 \varepsilon_t$ lässt sich ja wie folgt angeben (die Inverse von S_0 ist ebenfalls eine trianguläre Matrix):

(2.13)
$$S_0^{-1} u_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ \tilde{s}_{21} & 1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \tilde{s}_{k1} & \tilde{s}_{k2} & & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ \vdots \\ u_{kt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{kt} \end{bmatrix}.$$

Die Faktorisierung impliziert also eine rekursive Anordnung der Schocks in der Periode *t*, die allerdings für die nachfolgenden Perioden nicht mehr gilt, was aus dem MA(∞)-Prozess in Gleichung (2.12) hervorgeht: S_0^{-1} ist eine triangulär e Matrix, während die Matrizen $B_i S_0^{-1}$ keine rekursive Struktur aufweisen. Diese rekursive Struktur spiegelt damit eine kausale Ordnung, bei der die Wirkungskette von u_{1t} über u_{2t} zu u_{kt} verläuft (Breitung 1999, S. 11).

Die Faktorisierung der Matrix $\Omega = S_0^{-1} D S_0^{-1'}$ ermöglicht allerdings nicht, S_0^{-1} direkt aus der Schätzung der reduzierten Form zu ermitteln, da die Varianz-Kovarianz-Matrix *D* des strukturellen VAR(*p*) nicht aus den Parametern der reduzierten Form hervorgeht. Daher formuliert man die trianguläre Faktorisierung in der Form

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

(2.14)
$$\begin{aligned}\Omega &= S_0^{-1} D^{1/2} D^{1/2} S_0^{-1'} \\ &= PP',\end{aligned}$$

mit $P \equiv S_0^{-1} D^{1/2}$ und

(2.15)
$$D^{1/2} = \begin{bmatrix} \sqrt{d_{11}} & 0 & 0 \\ 0 & \sqrt{d_{22}} & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \sqrt{d_{kk}} \end{bmatrix}$$

(2.16)
$$P = \begin{bmatrix} \sqrt{d_{11}} & 0 & 0 & 0 \\ \tilde{s}_{21}\sqrt{d_{11}} & \sqrt{d_{22}} & 0 & 0 \\ \tilde{s}_{31}\sqrt{d_{11}} & \tilde{s}_{32}\sqrt{d_{22}} & \sqrt{d_{33}} & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \tilde{s}_{k1}\sqrt{d_{11}} & \tilde{s}_{k2}\sqrt{d_{22}} & \tilde{s}_{k3}\sqrt{d_{33}} & \sqrt{d_{kk}} \end{bmatrix}$$

und erhält die sogenannte Cholesky-Zerlegung, die erstmals von Sims (1980) zur Identifikation von Schocks im VAR-Kontext verwendet wurde. $P \equiv S_0^{-1} D^{1/2}$ weist dabei wie S_0^{-1} eine trianguläre Struktur auf, kann aber aus der geschätzten Varianz-Kovarianz-Matrix $\hat{\Omega}$ berechnet werden. Das MA(∞) Modell mit orthogonalen Schocks lautet damit

(2.17)
$$y_t = \mu + Pu_t + B_1 P u_{t-1} + B_2 P u_{t-2} + \cdots$$

Ein Schock in Höhe einer Einheit in beispielsweise u_{1t} bedeutet eine Erhöhung der endogenen Variablen y_{it} für $i = 1, 2, \ldots, k$ in Höhe von $\sqrt{d_{11}}$ für $i = 1$ bzw. $\tilde{s}_{i1}\sqrt{d_{11}}$ für $i = 2, 3, \ldots, k$.

Um sich die Orthogonalisierung und die damit einhergehende kausale Struktur in Bezug auf das VAR(p) Modell zu verdeutlichen, ist es hilfreich dies in der Form

(2.18)
$$\left(I_k - A_1 L - A_2 L^2 - \cdots - A_p L^p\right) y_t = \varepsilon_t$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

oder kompakt

$$\mathbf{A}(L)y_t = \varepsilon_t, \tag{2.19}$$

mit $\mathbf{A}(L)$ als $(k \times k)$ Matrix-Polynom des Lag-Operators L zu notieren.[15] Da $u_t = S_0\varepsilon_t$ folgt

$$\mathbf{A}(L)y_t = S_0^{-1}u_t \text{ bzw. } S_0\mathbf{A}(L)y_t = u_t. \tag{2.20}$$

Hieraus folgt, dass $S_0A(0)$ eine Triangulärmatrix ist, denn $A(0) = I_k$. Dies impliziert, dass y_{1t} in die Gleichung für y_{2t}, y_{3t}, ..., y_{kt} eingeht, dass y_{2t} in den Gleichungen für y_{3t}, ..., y_{kt} enthalten ist (usw.), während y_{2t}, y_{3t}, ..., y_{kt} nicht in die Gleichung für y_{1t} eingeht, ebensowenig sind y_{3t}, ..., y_{kt} in der Gleichung für y_{2t} enthalten (usw.). Die dem VAR(p) Modell mit unkorrelierten Schocks inhärente kausale Struktur wird mitunter auch als Wold-Kausalität bezeichnet (Lütkepohl 1993, S. 52).

IV. Vektorautoregression und Kointegration

In den bisherigen Ausführungen wurde unterstellt, dass die Variablen des VAR(p) Modells stationäre Variablen sind. Makroökonomische Zeitreihen enthalten aber häufig eine Einheitswurzel (*unit root*) und sind daher I(1) Variablen, das heißt, sie können durch Differenzierung in stationäre I(0) Variablen transformiert werden. Eine Möglichkeit, das Problem der Nichtstationarität zu lösen, besteht in der Analyse differenzierter Variablen. Hierbei verliert man jedoch alle Informationen über die langfristige Entwicklung der Variablen. Insbesondere können langfristige Zusammenhänge zwischen den Variablen (Kointegration) nicht berücksichtigt werden. Auch die Frage nach der längerfristigen Wirkung monetärer Schocks kann mit Hilfe der differenzierten Variablen nicht untersucht werden, da diese Informationen ja gerade durch die Bildung von Differenzen verloren gehen. Eine sinnvolle Alternative stellt die Fehlerkorrekturdarstellung der Kointegrationsanalyse dar. Ein VAR(p) Modell der Form

[15] Die Konstante wird zur Vereinfachung weggelassen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

(2.21) $$y_t = c + A_1 y_{t-1} + \cdots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

kann durch tautologische Umformung in ein Fehlerkorrekturmodell der Form

(2.22) $$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \cdots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

transformiert werden. Da auf der linken Seite dieser Gleichung ein Vektor mit differenzierten I(1) Variablen steht, also ein Vektor mit stationären I(0)-Komponenten, können auf der rechten Seite auch nur Vektoren mit stationären Komponenten stehen. Die Matrix Π muss daher die Komponenten des Vektors y_t durch Linearkombinationen in I(0) Variablen transformieren. Der Rang dieser Matrix gibt die Anzahl dieser Linearkombinationen (Kointegrationsbeziehungen) an. Die Kointegrationsbeziehungen können als Restriktionen verstanden werden, die der langfristigen Entwicklung der Variablen des Modells auferlegt werden. In einem kointegrierten VAR-Modell muss der Rang von Π immer kleiner als die Anzahl der Variablen sein. Man spricht daher auch vom „reduzierten Rang". Ist die Anzahl der Kointegrationsbeziehungen bekannt oder wird sie mit einem Schätzverfahren (z. B. Johansen-Verfahren) konsistent bestimmt, kann man das Fehlerkorrekturmodell mit einer Reduzierten-Rang-Regression bestimmen (siehe hierzu etwa Johansen 1995, Kapitel 6). Aus den geschätzten Parametern des Fehlerkorrekturmodells können dann mit Hilfe der Formeln $A_1 = \Pi + \Gamma_1 + I$ und $A_i = \Gamma_i - \Gamma_{i-1}$ die Parameter des VAR-Modells in den Niveauwerten berechnet werden.

Sims/Stock/Watson (1990) haben gezeigt, dass die Schätzung des VAR-Modells zu ineffizienten aber konsistenten Schätzern führt, wenn eine Kointegrationsbeziehung zwischen den Variablen vorliegt. Dieser Verlust an Effizienz steht dem Risiko einer inkonsistenten Schätzung gegenüber, wenn eine falsche Kointegrationsbeziehung der Schätzung zu Grunde gelegt wird. In diesem Fall wird das VAR-Modell forciert, gegen ein falsches langfristiges Gleichgewicht zu konvergieren, wovon auch die kurzfristige Dynamik betroffen wird. Die Möglichkeit zwischen Inkonsistenz und Ineffizienz zu „wählen" mag erklären, weshalb die Vielzahl jüngerer Publikationen zum monetären Transmissionsmechanismus die VAR-Modelle in Niveaus schätzt, zumal ein Argument gegen eine unrestringierte Schätzung in Niveaus – das Problem der Scheinregression – aufgrund der Lag-Spezifikation des VAR-Modells nicht stichhaltig ist (siehe etwa Hamilton 1994, S. 561). Eine weitere Rechtfertigung für das Schätzen in unrestringierter Form folgt aus der Tatsache, dass die Verteilungen einer Reihe von Teststatistiken von der Nichtstationarität der Daten unberührt bleiben (siehe Sims/Stock/Watson 1990).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Phillips (1998) hat allerdings nachgewiesen, dass die Konsistenz und die asymptotische Normalverteilung der VAR-Koeffizienten nicht allgemein für die Impuls-Antwort-Funktionen gilt, insbesondere nicht für Impuls-Antwort-Folgen, die einen langen Zeitraum umfassen, da die geschätzten Impuls-Antwort-Funktionen mit zunehmendem Zeitraum gegen Zufallsmatrizen tendieren. Diese Problematik bleibt auch für große Stichproben bestehen. Impuls-Antwort-Funktionen, die basierend auf einer Reduzierten-Rang-Regression berechnet werden, sind hingegen konsistent, wenn der Kointegrationsrang bekannt oder konsistent geschätzt wird.[16] Das Problem hierbei ist die genaue Bestimmung der Anzahl der Kointegrationsbeziehungen. Mills (1998) folgert: „*Nevertheless, it is clear from these results that impulse responses for nonstationary VARs should not be computed from an unrestricted levels VARs.*"[17] Dies steht im (auffallenden) Widerspruch zur üblichen Praxis der Analyse monetärer Impulse mit Hilfe von VAR-Modellen.

V. Konfidenzintervalle für Impuls-Antwort-Funktionen

Die Schätzung von Impuls-Antwort-Funktionen ist mit Unsicherheit verbunden, so dass es sinnvoll ist, diese Unsicherheit bei der Interpretation monetärer Schocks zu berücksichtigen. Eine gute Methode Schätzunsicherheiten darzustellen bieten Konfidenzintervalle. Die analytische Ermittlung von Konfidenzintervallen für Impuls-Antwort-Funktionen in kointegrierten VAR-Modellen ist schwierig und liefert nur asymptotische, nur bei sehr großen Stichproben gültige Aussagen. Eine Alternative bieten Bootstrap-Verfahren. Hierbei werden künstlich (mit Hilfe von Monte-Carlo-Simulationen) aus dem vorliegenden Datensatz neue Datensätze generiert und so die Verteilung der geschätzten Parameter bestimmt. Im Folgenden wird ein Bootstrap-Verfahren skizziert, welches von Benkwitz/Lütkepohl/Wolters (2001) detaillierter diskutiert wird.

Schritt 1: Man schätzt das VAR(p) Modell ($\hat{y}_t = c + A_1 y_{t-1} + \cdots + A_p y_{t-p} + \hat{\varepsilon}_t$) und erhält so die Residuen $\hat{\varepsilon}_t$. Wichtig: das VAR-Modell wird (unter Berücksichtigung der Kointegrationsbeziehungen) mit einer Reduzierten-Rang-Regression geschätzt und die Koeffizientenmatrizen mit Hilfe der oben angegebenen Formeln bestimmt.

[16] Vgl. *Phillips* (1998, S. 30, Remark 2.10).

[17] *Mills* (1998, S. 303) bezieht sich hier auf *Phillips* (1998).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Schritt 2: Es werden mit einem (Pseudo-)Zufallsgenerator aus der Menge der Residuen $\hat{\varepsilon}_t$ neue Residuen $\varepsilon_1^*, \cdots, \varepsilon_T^*$ generiert. Dies geschieht durch Ziehen mit Zurücklegen.

Schritt 3: Mit Hilfe der geschätzten Parameter des VAR-Modells und den „neuen" Residuen wird rekursiv mit

$$y_t^* = c + \hat{A}_1 y_{t-1}^* + \cdots + \hat{A}_p y_{t-p}^* + \varepsilon_t^*$$

ein „neuer" Bootstrap-Datensatz $y_1^*, \cdots, y_T^*$ erzeugt.

Schritt 4: Die Parameter $A_1, \cdots, A_p$ werden mit dem Bootstrap-Datensatz aus Schritt 3 neu geschätzt.

Schritt 5: Mit diesen Parametern werden Impuls-Antwort-Funktionen, im Folgenden mit $\hat{B}*$ bezeichnet, berechnet.

Durch Wiederholung der Schritte 2-5 können viele (z. B. 1000) Realisationen der Parameter $\hat{B}*$ generiert werden. Bezeichnet man mit $\hat{B}$ die Impuls-Antwort-Funktionen des ursprünglichen VAR-Modells (geschätzt mit den tatsächlichen Beobachtungen), dann können die Quantile $t_{\gamma/2}^*$ und $t_{1-\gamma/2}^*$ der Verteilung von $\hat{B}^* - \hat{B}$ bestimmt werden. Schließlich lassen sich Quantils-Konfidenz-Intervalle der Art $[\hat{B} - t_{1-\gamma/2}^*, \hat{B} - t_{\gamma/2}^*]$ ermitteln (siehe Benkwitz/Lütkepohl/Wolters 2001, S. 85).

Obwohl die theoretischen Eigenschaften dieser Bootstrap-Konfidenzintervalle in nichstationären VAR-Modellen noch nicht vollständig geklärt sind,[18] scheint es dennoch sinnvoll, für die Analyse von monetären Schocks auf solche Konfidenzintervalle zurückzugreifen, da eine Interpretation von Impuls-Antwort-Funktionen sonst schwer möglich ist. So kann z. B. eine positive Wirkung eines Schocks angezeigt werden, wobei die Konfidenzintervalle aber so breit sind, dass sie den negativen Bereich mit einschließen. Die im Folgenden dargestellten Konfidenzintervalle beruhen auf dem oben skizzierten Verfahren und wurden mit GAUSS implementiert.[19]

[18] Vgl. *Benkwitz/Lütkepohl/Wolters* (2001, S. 98).

[19] Weitere Details hierzu finden sich im Anhang von *Gerke/Werner* (2001).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

VI. Spezifikation

Den nachfolgenden Spezifikationen eines VAR-Modells liegen nicht saisonbereinigte Quartalswerte für den Zeitraum von 1960 bis 1989 zu Grunde, wobei die Ursprungsdaten den monetären Statistiken der Deutschen Bundesbank entnommen sind.[20] Je nach Spezifikation des VAR-Modells werden entweder die Reserven, die Geldbasis oder das Geldmengenaggregat *M1* als monetäres Aggregat verwendet. Die Variablen sind wie folgt definiert (Zeitreihenkennung in Klammern):

Reserve:	Guthaben bei Zentralbanken, alle Bankgruppen (OU8851)
GBasis:	Guthaben bei Zentralbanken, alle Bankgruppen (OU8851) + Bargeldumlauf (TU0391)
M:	Geldmenge M1 (TU0047)
r:	3-Monatszins, Monatsdurchschnitt (SU0107)
C:	Privater Verbrauch, in Preisen von 1991 (DQ0012)
Y:	Bruttoinlandsprodukt, in Preisen von 1991 (DQ0728)
P:	Impliziter Preisdeflator, berechnet als Quotient des Bruttoinlandprodukts in laufenden Preisen (DQ0727) und dem Bruttoinlandsprodukt in Preisen von 1991.

Reserve, GBasis, M, *C*, *Y* und *P* werden in logarithmierter Form verwendet. Die Zeitreihen sind in Abbildung 2.1 abgebildet.

Insbesondere der reale Konsum und und das reale BIP weisen deutliche saisonale Muster auf, der Verlauf aller Variablen – vielleicht mit Ausnahme des Zinses *r* – lässt zudem auf ein nichtstationäres Verhalten der Variablen schließen. Um diese Vermutung statistisch zu prüfen, werden die Variablen auf Nichtstationarität getestet.

Um den potenziellen Einfluss der Saisonfigur bei der Prüfung auf Einheitswurzel auszuschließen, werden die Zeitreihen zunächst um die saisonalen Einflüsse bereinigt. Unterstellt man analog zu Lütkepohl/Wolters (1999) bezüglich der Saisonfigur ein deterministisches Muster, so lässt sich der saisonale Einfluss

[20] Deutsche Bundesbank, Fünfzig Jahre Deutsche Mark, Monetäre Statistiken 1948-1997 auf CD-ROM, Verlag C.H. Beck, Verlag Vahlen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

auf die Variablen wie folgt eliminieren (vgl. Enders 1995, S. 229). Formuliert man folgende Gleichung:

$$x_t = \beta_0 + \beta_1 SDumm_1 + \beta_2 SDumm_2 + \beta_3 SDumm_3 + \hat{x}_t \,,$$

mit $SDumm_1$, $SDumm_2$, $SDumm_3$ als saisonale (zentrierte) Quartalsdummies (vgl. Johansen 1995, S. 84), so symbolisiert $\hat{x}_t$ die saisonbereinigte Variable. Basierend auf $\hat{x}_t$ werden dann die Tests auf Einheitswurzel durchgeführt. Hinsichtlich der durchgeführten *Augmented-Dickey-Fuller* Tests wird die von Hall (1994) vorgeschlagene Test-Strategie gewählt (siehe auch Campbell/Perron 1991). Für alle Variablen – mit Ausnahme von r – lässt sich die Nullhypothese einer Einheitswurzel nicht verwerfen.

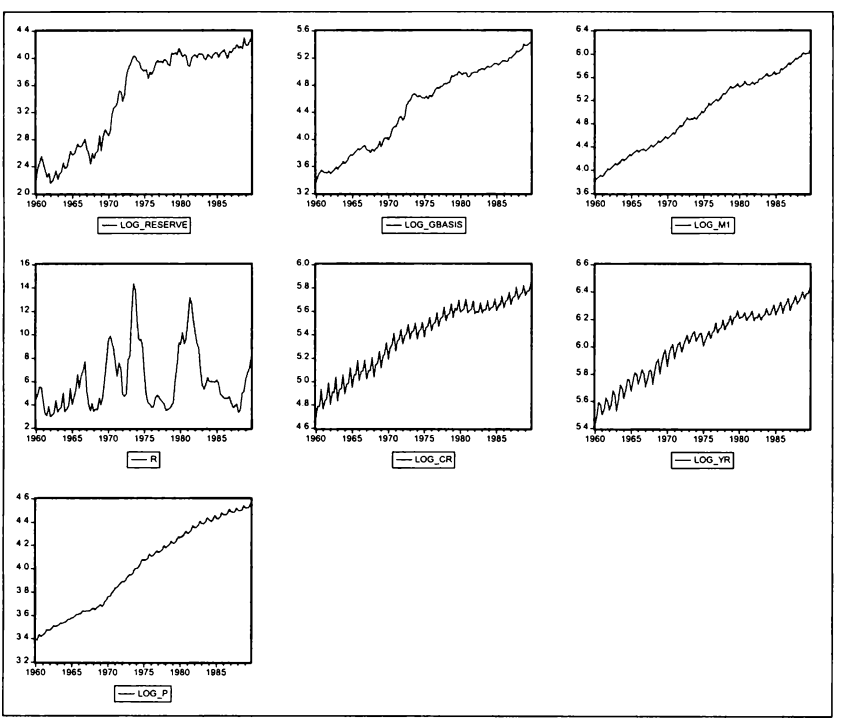

Abbildung 2.1: Zeitreihen der untersuchten Variablen

Eine Überprüfung der Testergebnisse mit Hilfe des *Phillips-Perron* Tests (nicht abgedruckt) deutet auf eine Einheitswurzel bezüglich R hin, die anderen Tester-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

gebnisse werden bestätigt.[21] Die Testergebnisse sind mit Hilfe von *EViews 4.0* ermittelt und im Anhang (Kapitel H.1) aufgeführt.

Das VAR-Modell wird zunächst mit 8 verzögerten Variablen und den saisonalen Quartalsdummies geschätzt, denn

> *„... [a]t this stage, the main requirement is that the system [unrestricted VAR] should be a congruent representation of the data, since it will be the specification against which all other simplifications are tested,..." (Doornik/Hendry 1997, S. 174).*

Das VAR(*8*) Modell wird ohne eine deterministische Trendvariable formuliert, da in keiner der Gleichungen ein linearer Trend als signifikant ausgewiesen wird.[22] Basierend auf dem VAR(*8*) Modell wird in Anlehnung an den *General-to-specific* Ansatz (z. B. Hendry 1995) das VAR-Modell soweit als möglich reduziert.[23] Die Ergebnisse der hierbei verwendeten Teststatistiken sind im Anhang (Kapitel H.1) aufgeführt, wobei zu beachten ist, dass die jeweiligen Testergebnisse keine einheitlichen Aussagen treffen. Leider ist unklar, welches der Informationskriterien bei endlichen Stichprobenumfängen vorzuziehen ist (vgl. Lütkepohl 1993, S. 138, S. 383). Basierend auf diesen Teststatistiken wird den VAR-Modellen eine Lag-Länge von fünf Quartalen zu Grunde gelegt bzw. in Form des multivariaten Fehler-Korrektur-Modells eine Lag-Länge von vier Quartalen.[24]

Die Anzahl der Kointegrationsvektoren wird mit Hilfe des Johansen-Verfahrens ermittelt. Auch hier deuten die Testergebnisse auf kein einheitliches Bild hin. Vor dem Hintergrund der gewählten Geldmengenaggregate erscheinen die Testergebnisse, die einen Kointegrationsvektor anzeigen, am plausibelsten, da für die hier zu Grunde gelegten Geldmengenaggregate keine stabile Geld-

---

[21] Im Rahmen einer multivariaten Kointegrationsanalyse ist es prinzipiell *nicht* erforderlich, dass alle Variablen denselben Integrationsgrad aufweisen. Siehe hierzu etwa *Campbell/Perron* (1991, S. 25).

[22] Unter der Annahme einer Einheitswurzel impliziert ein deterministischer Trend einen quadratischen Verlauf der Variablen in den Niveaus. In Abbildung 1 ist kein quadratischer Verlauf erkennbar.

[23] Die Simulationsstudien von *Hoover/Perez* (1999) untermauern die Vorteile einer solchen Spezifikationssuche.

[24] Die Ergebnisse einer statistischen Überprüfung der jeweiligen VAR-Spezifikationen sowie der korrespondierenden Einzelgleichungen der VAR-Modelle ist im Anhang (Kapitel H.1) aufgeführt. Die Teststatisiken weisen für das VECM(*4*) Modell mit *M1* als monetärem Aggregat basierend auf den Tests der Einzelgleichungen die vergleichsweise besten Testergebnisse auf.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

nachfragefunktion nachgewiesen wird.[25] Ein Kointegrationsrang von Eins könnte auf einen stabilen Zusammenhang von C und Y hinweisen.[26]

VII. Empirische Ergebnisse

In diesem Abschnitt sind für die einzelnen VAR-Spezifikationen Impuls-Antwort-Folgen abgebildet. Für die jeweiligen Spezifikationen wird dabei alternativ ein Geldmengenaggregat (*Reserve*, *GBasis* und *M*) bzw. der Geldmarktzins als Instrument(variable) definiert.[27] Hinsichtlich der Identifikation wird unterstellt, dass die jeweiligen Instrumente der Zentralbank nicht auf kontemporäre Schocks der anderen Variablen des Systems reagieren. Dieses Identifikationsschema besitzt den Vorteil, dass der Schock, der sich auf die Gleichung der Instrumentvariablen bezieht, tatsächlich als monetärer Impuls interpretiert werden kann und keine Linearkombination der zu Grunde liegenden Schockvariablen u_{jt} darstellt. Eine Sensibilitätsanalyse hinsichtlich alternativer Identifikationsschemata ergibt, dass die Impuls-Antwort-Funktionen nicht sensibel auf diese Annahme reagieren. Dies gilt sowohl für das jeweilige Geldmengenaggregat als auch für den Geldmarktzins als Instrumentvariable.

Zu Vergleichszwecken hinsichtlich der Geldmengenaggregate sind auch die Impuls-Antwort-Folgen abgebildet, die auf einer VAR-Spezifikation mit M als Geldmengenaggregat beruht. Aus der Definition von M folgt allerdings, dass dieses Geldmengenaggregat nicht im strengen Sinn als Instrument der Zentralbank interpretiert werden sollte.

Die abgebildeten Impuls-Antwort-Folgen (IAF) in Abbildung 2.2 spiegeln im Prinzip einen Transmissionsmechanismus wider wie er etwa durch ein lehrbuchartiges IS-LM-Modell beschrieben wird: ein expansiver Schock in M führt zu einem signifikanten Anstieg des Konsums und des Outputs, während die Zinsen zunächst sinken. Der Verlauf von C und Y weist einen bogenförmigen Ver-

---

[25] Empirische Untersuchungen, die versuchen, eine stabile Geldnachfragefunktion für Deutschland nachzuweisen, basieren auf M3 (vgl. beispielsweise *Scharnagl* 1999, oder *Lütkepohl/Wolters* 1999).

[26] Um abzuschätzen, wie robust die nachfolgenden Ergebnisse sind, wurde das VEC-Modell mit einer unterschiedlichen Anzahl von Kointegrationsrängen geschätzt und die dazu korrespondierenden Impuls-Antwort-Folgen ermittelt. Folgendes Bild zeichnete sich hierbei ab: die Impuls-Antwort-Funktionen bleiben weitgehend unverändert, wenn man den Geldmarktzins als Instrument zu Grunde legt und variieren stärker, wenn man ein Geldmengenaggregat als Instrument zu Grunde legt.

[27] Der Begriff Instrument(variable) meint hier diejenige Variable, die von der Zentralbank als geldpolitische Steuerungsgröße eingesetzt wird.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

lauf auf, der in der Literatur auch als „*hump shaped*" bezeichnet wird und als empirische Untermauerung einer langfristigen Neutralität des Geldes interpretiert wird.[28] Im Zeitablauf steigt das aggregierte Preisniveau, entsprechend der Zins. Die Konfidenzintervalle deuten indes an, dass nach ungefähr 8 Quartalen die positiven Effekte auf *C* und *Y* statistisch nicht mehr signifikant sind. Ein dauerhafter Einfluss des monetären Impulses lässt sich daher nicht nachweisen.

Abbildung 2.3 ist im Prinzip kompatibel zu Abbildung 2.2, allerdings weicht die Reaktion des aggregierten Preisniveaus von Abbildung 2.2 ab, da das aggregierte Preisniveau positiv auf den kontraktiven Zinsimpuls reagiert. Diese Reaktion wird als *price puzzle* bezeichnet (Sims 1992).[29] Die Variablen *C* und *Y* fallen signifikant, allerdings ist für *Y* anfänglich eine positive (nicht signifikante) Reaktion zu beobachten (etwa wie in Uhlig 2001), eine Annäherung an das ursprüngliche Niveau ist nicht zu erkennen. *M* bleibt nach 20 Quartalen unter seinem ursprünglichen Niveau.

Verwendet man die Geldbasis als Instrumentvariable, so zeigen die Impuls-Antwort-Folgen in Abbildung 2.4, dass die Reaktion von *C* nicht mehr signifikant positiv auf einen monetären Impuls reagiert; die positive Reaktion von *Y* ist nur für einige Quartale signifikant. Wie in Cochrane (1994, S. 318) [dort Schock auf *M1*] geht in Abbildung 2.4 die anfänglich positive Reaktion von *C* und *Y* im Zeitverlauf in eine negative über, allerdings lässt sich unter Berücksichtigung der Konfidenzintervalle insbesondere für *Y* keine gesicherten Aussagen treffen (siehe auch Leeper/Sims/Zha 1996, S. 22, S. 43). Theoretisch ist ein solcher Verlauf (positiv nach negativ) nur schwer zu erklären; eine negative Reaktion von *Y* auf einen expansiven monetären Impuls kann, wenn man die Inflationswirkungen eines monetären Impulses berücksichtigt, beispielsweise im Rahmen eines um Geld erweiteten RBC-Modells erklärt werden (*inflation tax*) (vgl. Cooley/Hansen 1989 und das nachfolgende Kapitel). Der Zins steigt in Reaktion auf den expansiven Impuls, ein Liquiditätseffekt ist also nicht zu erkennen. Diese als *liquidity puzzle* bezeichnete Reaktion des Zinses könnte darauf hindeuten, dass ein Schock der Geldbasis als Nachfrageschock und nicht als Angebotsschock interpretiert werden sollte (vgl. Favero 2001, S. 178). Die Reaktion auf *P* ist weniger stark ausgeprägt als in Abbildung 2.2, ein dauerhafter (statistisch signifikanter) Anstieg von *P* ist nicht zu erkennen.

---

[28] In den folgenden Abbildungen ist kein solcher Verlauf erkennbar. Dies trifft insbesondere auf die IAF zu, die auf einen Zinsimpuls zurückzuführen sind.

[29] Vielfach wird in der Literatur (nachträglich) ein Güterpreisindex als zusätzlicher Inflationsindikator der Zentralbank in das VAR integriert, um die scheinbar unplausible Reaktion des Preises zu dämpfen. Gemäß *Christiano/Eichenbaum/Evans* (1999, S. 100) bleiben die IAF der anderen Variablen davon unberührt.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

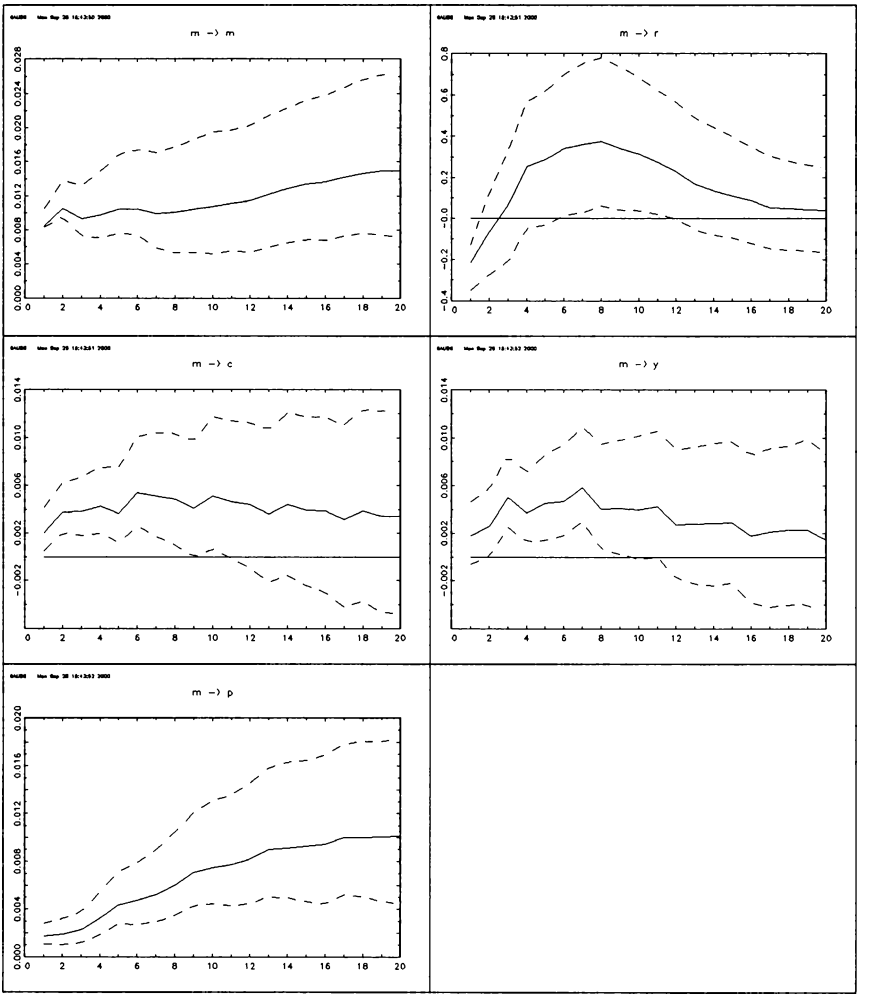

Abbildung 2.2: Empirische Impuls-Antworten basierend auf einem monetären Schock, Reihung der Variablen: *M, r, C, Y, P*

Legende:

- Da mit Ausnahme des Zinses alle Variablen logarithmiert wurden, können die Impuls-Antwort-Folgen (kurz: Impuls-Antworten) dieser Variablen als prozentuale Abweichungen der Ursprungsdaten interpretiert werden: definiert man $\Delta \log X_t = X_t - X_{t-1}$ folgt $\Delta \log X_t \cong \Delta X_t / X_{t-1}$; siehe beispielsweise Hendry (1995, S. 19).
- Die gestrichelten Linien stellen die Quantils-Konfidenz-Intervalle dar.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

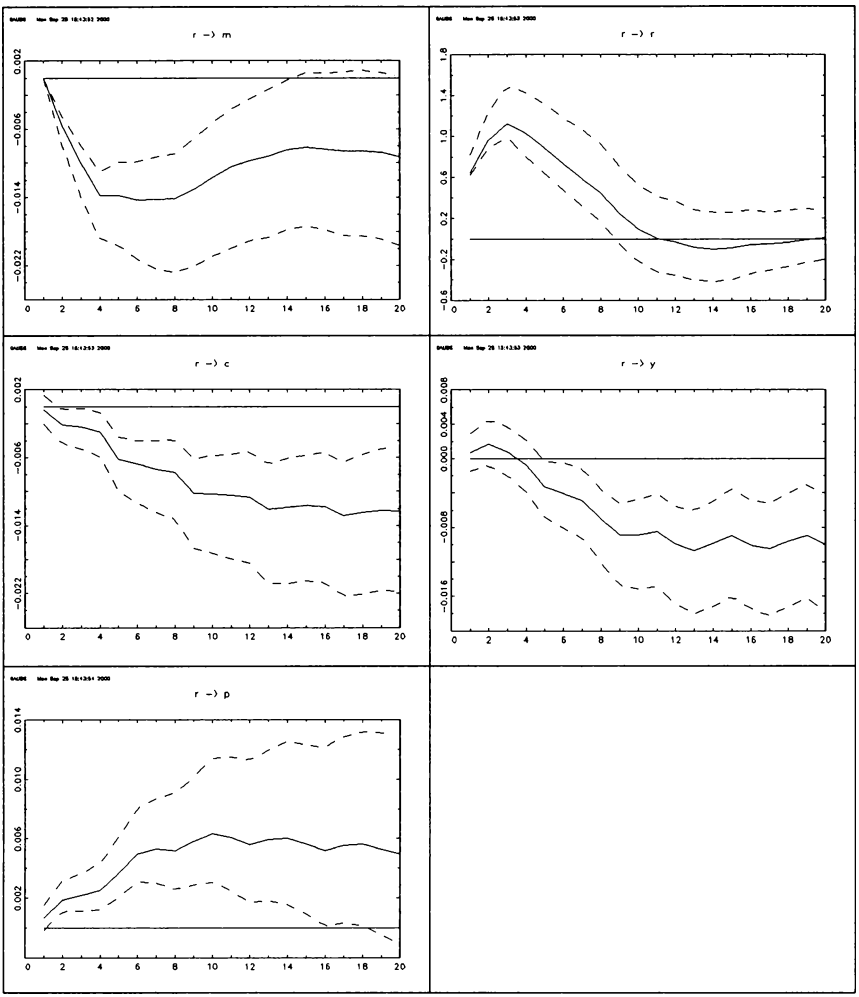

Abbildung 2.3: Empirische Impuls-Antworten basierend auf einem monetären Schock, Reihung der Variablen: *r, M, C, Y, P*

Legende:

- Die gestrichelten Linien stellen die Quantils-Konfidenz-Intervalle dar.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

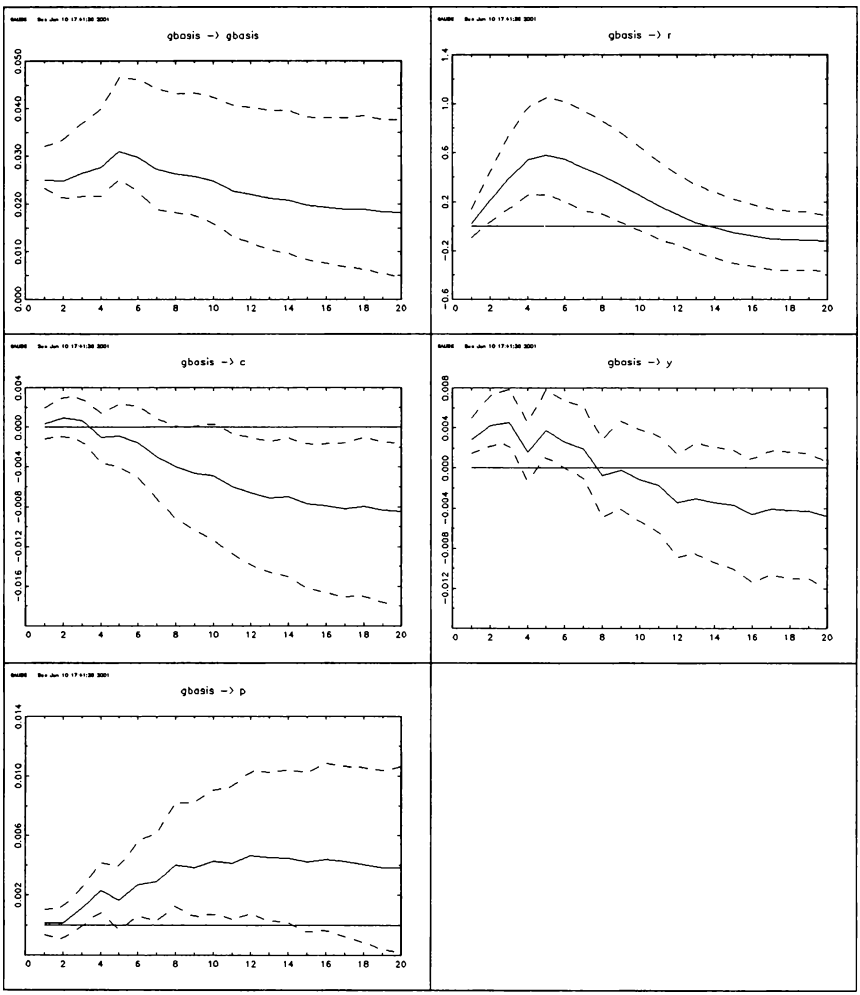

Abbildung 2.4: Empirische Impuls-Antworten basierend auf einem monetären Schock, Reihung der Variablen: *GBasis, r, C, Y, P*

Legende:

- Die gestrichelten Linien stellen die Quantils-Konfidenz-Intervalle dar.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

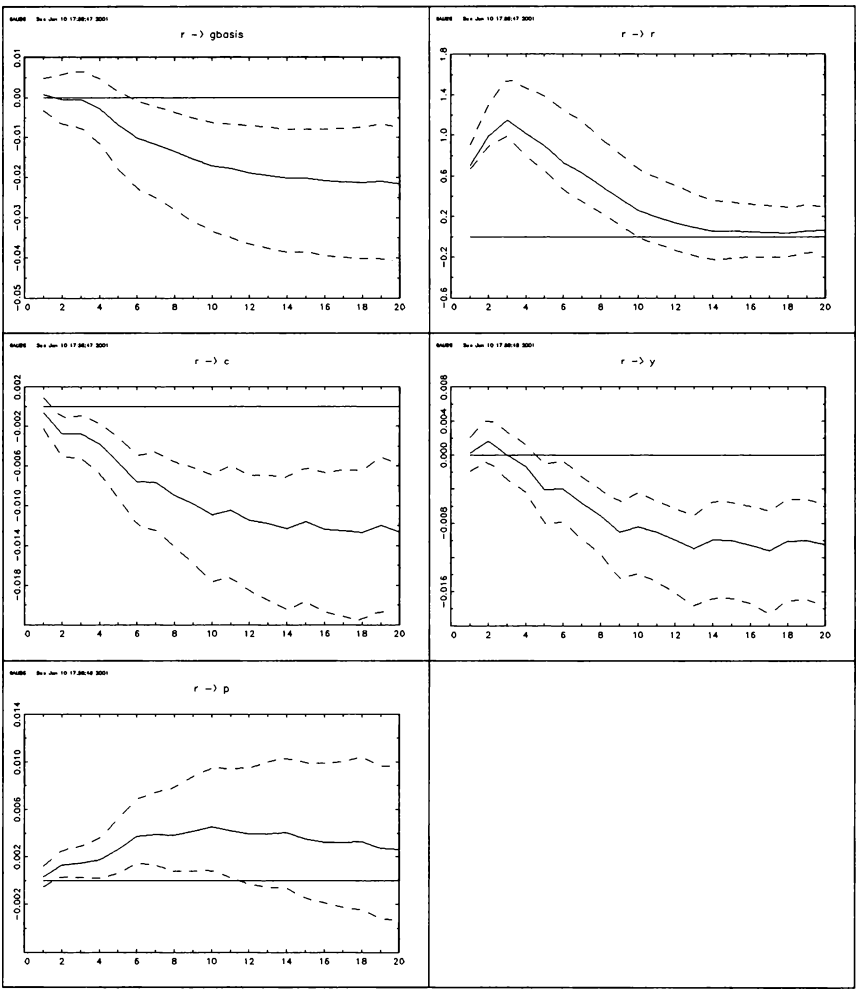

Abbildung 2.5: Empirische Impuls-Antworten basierend auf einem monetären Schock, Reihung der Variablen: *r, GBasis, C, Y, P*

Legende:

- Die gestrichelten Linien stellen die Quantils-Konfidenz-Intervalle dar.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

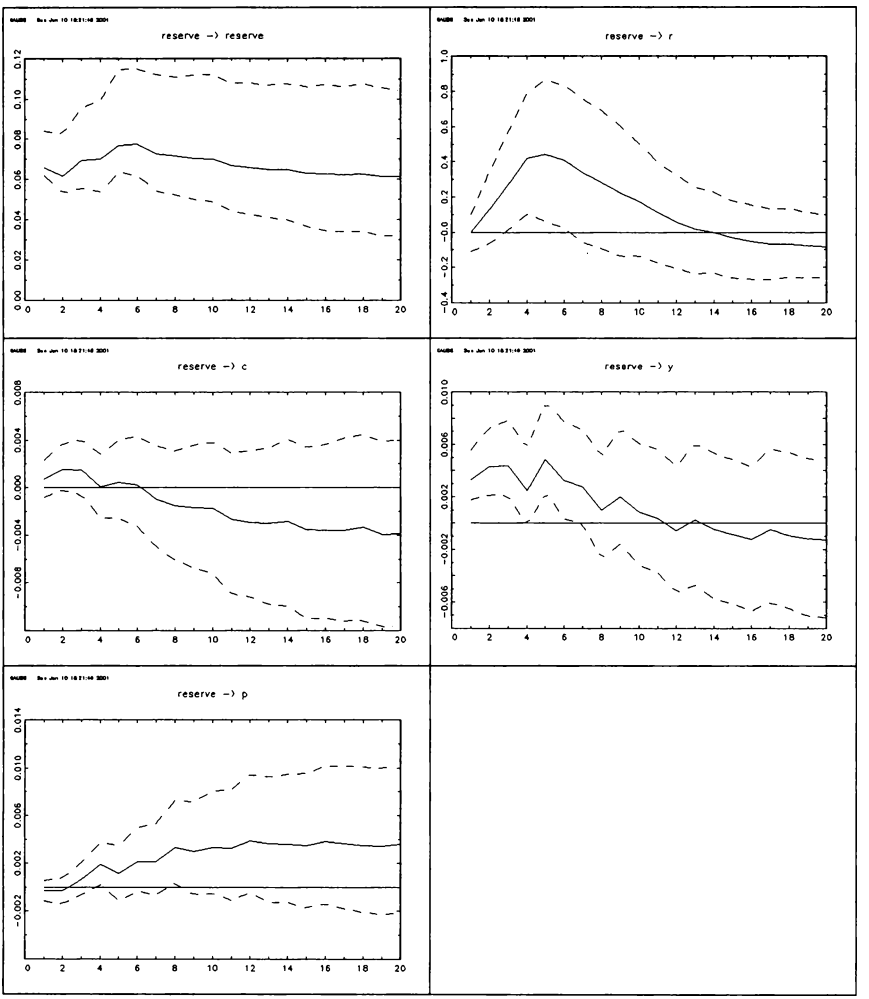

Abbildung 2.6: Empirische Impuls-Antworten basierend auf einem monetären Schock, Reihung der Variablen: *Reserve, r, C, Y, P*

Legende:

- Die gestrichelten Linien stellen die Quantils-Konfidenz-Intervalle dar.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

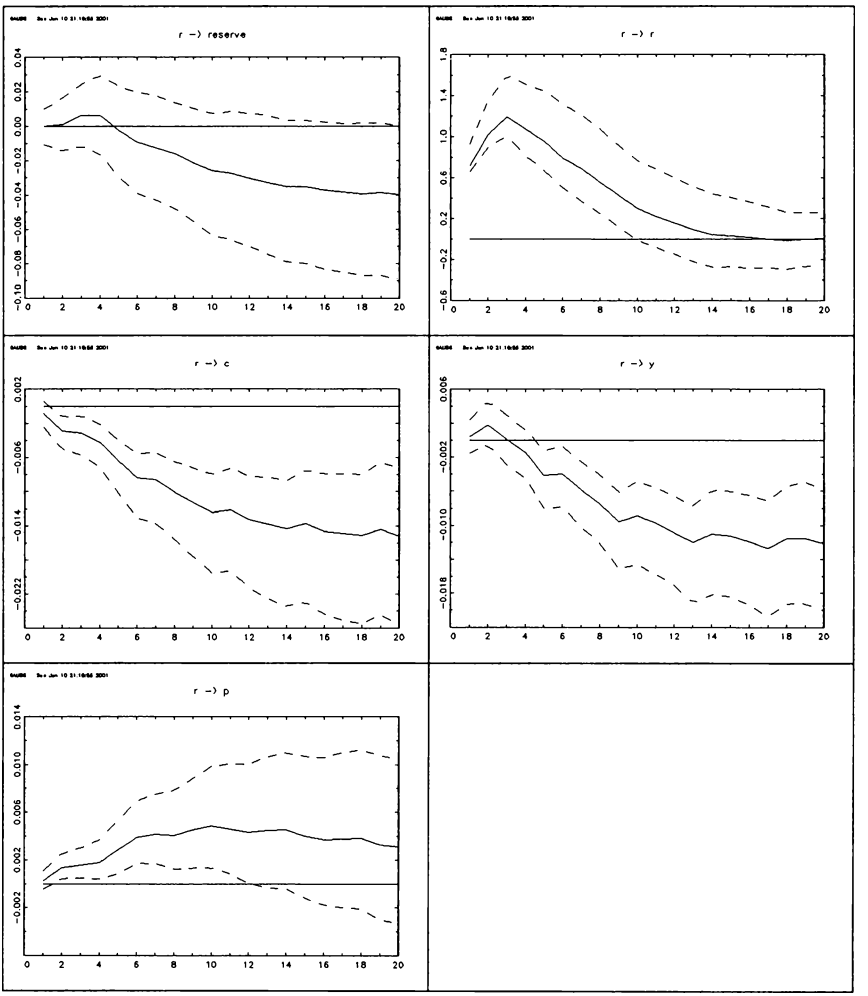

Abbildung 2.7: Empirische Impuls-Antworten basierend auf einem monetären Schock, Reihung der Variablen: *r, Reserve, C, Y, P*

Legende:

- Die gestrichelten Linien stellen die Quantils-Konfidenz-Intervalle dar.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Die IAF in Abbildung 2.5 ähneln den IAF in Abbildung 2.3. Das *price puzzle* ist weniger stark ausgeprägt, ein langfristiger Effekt auf das Preisniveau ist nicht erkennbar. Die Geldbasis, der reale Konsum und das reale BIP fallen im Anschluss an den kontraktiven Impuls ohne ihr Anfangsniveau nach zwanzig Quartalen wieder zu erreichen.

Die IAF in Abbildung 2.6 ähneln den IAF aus Abbildung 2.4, d.h. ein signifikant positiver Effekt auf den realen Konsum lässt sich nicht feststellen, eine signifikant positive Reaktion des realen BIP ist für wenige Quartale beobachtbar. Bezüglich des Zinses lässt sich wieder ein *liquidity puzzle* beobachten.

Die IAF aus Abbildung 2.7 korrespondieren weitgehend mit den IAF aus Abbildung 2.3 und 2.5. Ein kontraktiver Zinsimpuls führt zu einem über mehrere Perioden anhaltenden negativen Effekt in C und Y. Das *price puzzle* ist wie in Abbildung 2.5 weniger ausgeprägt als in Abbildung 2.3. Die Reserven nehmen in Reaktion auf den konträren Zinsimpuls ab, allerdings deuten die Konfidenzintervalle darauf hin, dass dieser Effekt vernachlässigbar gering sein könnte (siehe auch Christiano/Eichenbaum/Evans 1999, S. 87).

VIII. Fazit

In diesem Kapitel wurden basierend auf einem multivariaten Fehler-Korrektur-Modell Impuls-Antwort-Folgen ermittelt, welche die Reaktion von ausgewählten makroökonomischen Variablen auf einen monetären Impuls beschreiben. Der monetäre Impuls geht dabei alternativ von einem Geldmengenaggregat bzw. einem Geldmarktzins aus. Ökonomische Intuition und Plausibilitätsüberlegungen lassen insbesondere bezüglich des *liquidity puzzle* vermuten, dass der monetäre Impuls, ausgehend von einem Geldmengenaggregat, keinen reinen Zentralbankimpuls widerspiegelt, sondern unter Umständen auch Einflüsse der Nachfrage am Geldmarkt widerspiegelt. Das *price puzzle*, das in Verbindung mit dem Geldmarktzins als Instrumentvariable auftaucht, könnte darauf hindeuten, dass ein kontraktiver Zinsimpuls erst dann von der Zentralbank ausgeht, wenn ein entsprechender inflationärer Druck zu erkennen ist. Dies impliziert, dass auch der Zinsimpuls nicht als reiner Zentralbankimpuls interpretiert werden kann.

Die Reaktionen der untersuchten Variablen sind für die Geldbasis und die Reserven sehr ähnlich. Hinsichtlich der Wirkung der Zinsimpulse ist insbesondere die zeitlich andauernde Wirkung des Impulses auf C und Y auffällig, im Unterschied zu den Reaktionen im Anschluss an einen Impuls, der auf einem Geldmengenaggregat (*Geldbasis*, *Reserven*) basiert.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Alternative Schätzungen der vorliegenden Spezifikationen (nicht abgedruckt), basierend auf unrestringierten VAR-Modellen in Niveaus, reproduzieren insbesondere für die Zinsimpulse die „*hump shaped*“ IAF und legen die Vermutung nahe, dass die Berücksichtigung von Langfrist-Beziehungen zwischen den Variablen insbesondere für die Schätzung von Impuls-Anwort-Folgen für längere Zeiträume von Bedeutung sein können. Eine entsprechende Überprüfung der Sensibilität der IAF diesbezüglich ist in der Literatur bislang nicht erfolgt.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

C. Monetäre Schocks in Flex-Preis-Modellen

„... the nonneutrality of money is so obviously at odds
with the predictions of the benchmark, flexible price, model."
Blanchard (2000)

Um die Bedeutung nominaler Rigiditäten für den monetären Transmissionsmechanismus im Rahmen dynamischer stochastischer Gleichgewichtsmodelle genauer abschätzen zu können, werden in diesem Kapitel zwei Modellvarianten vorgestellt, die keine nominalen Rigiditäten enthalten. Sowohl die Güterpreise als auch die Geldlöhne sind in diesen Modellvarianten vollkommen flexibel.

Die Modellvarianten unterscheiden sich hinsichtlich der zu Grunde gelegten Marktformen. Die erste Modellvariante ist dadurch gekennzeichnet, dass auf allen Märkten vollkommene Konkurrenz vorliegt, während die zweite Variante sich dadurch auszeichnet, dass einige Unternehmen unter der Bedingung unvollkommener Konkurrenz (monopolistischer Konkurrenz) produzieren.

I. Geld in dynamischen stochastischen Gleichgewichtsmodellen

„... the debates over the „right" model of money
sometimes seem to reflect almost religous zeal ..."
Obstfeld/Rogoff (1996)

Das neoklassische Wachstumsmodell beschreibt eine nichtmonetäre Ökonomie: in solch einer Ökonomie gibt es kein „Geld". Obschon Güter ausgetauscht und Transaktionen durchgeführt werden, existiert kein Tauschmedium. Um im Rahmen eines dynamischen stochastischen Gleichgewichtsmodells monetäre Fragen analysieren zu können, muss „Geld" eine Funktion zugewiesen bekommen, so dass die Individuen dieser Ökonomie eine positive Menge an „Geld" zu halten wünschen (vgl. Walsh 1998, S. 42).

Es stellt sich damit die Frage, wie eine solche Geldnachfrage motiviert werden kann. Prinzipiell lässt sich Geld auf verschiedene Art und Weise in das neoklassische Modell integrieren. Nach wie vor kontrovers scheint die Frage wie dies „am besten" zu realisieren ist.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Ein allgemein akzeptierter Rahmen zur Herleitung einer positiven Geldnachfrage existiert nicht. Im Kontext dynamischer stochastischer Gleichgewichtsmodelle wird häufig einer der folgenden beiden Ansätze gewählt:[1]

1. Es wird angenommen, dass Geld nachgefragt wird, weil Geld (Realkasse) direkt Nutzen stiftet. Formal geschieht dies, indem Geld in die Nutzenfunktion der Individuen integriert wird. Dieser Ansatz wird als MIU (*money in the utility*) Ansatz bezeichnet und kann auf Walras (1954) zurückgeführt werden (siehe auch Patinkin 1965, Sidrausky 1967 und Brock 1974).

2. Eine andere Methode basiert auf der Annahme, dass bestimmte Transaktionen die Verwendung von Geld (exogen) voraussetzen (Clower 1967, Svensson 1985, Lucas/Stokey 1987 und Cooley/Hansen 1989). Individuen berücksichtigen in diesen Modellen eine sog. *cash-in-advance* (CIA) Restriktion. Es gibt eine Reihe von Varianten, aber die wesentliche Annahme ist, dass Geld notwendig ist, um Güter oder Teilmengen von Gütern zu kaufen. *Cash-in-advance* Modelle sind eine extreme Form von *transaction-costs Modellen*, in denen Geld nicht nur bestimmte Transaktionen vereinfacht, sondern erst ermöglicht.[2]

Im MIU-Modell wird angenommen, dass Individuen direkt aus der Haltung von Realkasse Nutzen erzielen, wobei unbeantwortet bleibt, weshalb Geld Nutzen stiftet. Gemeinhin geht man davon aus, dass Geld nützlich ist, weil es den Tausch gravierend vereinfacht: eine doppelte Koinzidenz der Bedürfnisse wie in einer reinen Tauschwirtschaft ist nicht notwendig. Ein Tauschmedium, das Transaktionen bzw. den Tausch von Gütern vereinfacht oder erst ermöglicht, ist „nützlich", weil es die zum Tausch notwendige Zeit und andere Ressourcenkosten senkt. Der MIU-Ansatz bringt dies indirekt zum Ausdruck. Geld ist „nützlich", weil es die von Feenstra (1986, S. 272) allgemein als Liquiditätskosten bezeichneten realen Aufwendungen reduziert. Liquiditätskosten, die formal über die Budgetrestriktion erfasst werden, entstehen beispielsweise auf Grund von Transaktionskosten (wie etwa bei Baumol 1952) oder durch Kosten, die aus

[1] Für weitere Ansätze siehe beispielsweise *Feenstra* (1986) oder *Walsh* (1998, Kapitel 3).

[2] Beispiele für Transaktionskosten sind die Kosten der „Umwandlung" von Wertpapieren in Geld (*Baumol* 1952, *Tobin* 1956) oder die Kosten eines direkten Tauschs von Gütern (*Kiyotaki/Wright* 1989).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

einer zu geringen Geldhaltung resultieren (z. B. „*the cost of illiquidity*", siehe Whalen 1966, S. 315).[3]

Dass Transaktionen durch die Verwendung eines allgemein akzeptierten Tauschmediums vereinfacht werden, kommt im CIA-Ansatz deutlicher zum Ausdruck als im MIU-Ansatz. Allerdings fordert der CIA-Ansatz, dass bestimmte Transaktionen, typischerweise der Erwerb von Konsumgütern, ausschließlich mit dem Tauschmedium Geld abgewickelt werden müssen. Ohne dieses Tauschmedium ist ein Erwerb dieser Güter, der sogenannten *cash goods*, nicht möglich. Eine Substitution von Zeit und Geld ist demnach nicht möglich. Die sogenannten *shopping-time* Modelle heben diese Restriktion auf und lassen eine solche Substitution von Zeit und Geld zu: der Kauf eines Gutes erfordert Zeit und Geld, wobei eine größere Menge von Geld, die man hält, Zeit erspart und vice versa. Suchtheoretische Ansätze (z. B. Kiyotaki/Wright 1989, Rupert u. a. 2000) versuchen die Bedeutung des Geldes als Tauschmedium endogen aus der Modellstruktur herzuleiten. Die Tauschmittelfunktion des Geldes, ist in den genannten Ansätzen ein zentraler Aspekt und wird in unterschiedlichem Maße durch diese approximiert.

Inwieweit ist die Art und Weise des Implementierens von Geld für die vorliegende Frage der Persistenz monetärer Schocks in dynamischen Gleichgewichten von Bedeutung? Feenstra (1986) hat gezeigt, dass eine funktionale Äquivalenz zwischen dem MIU-Ansatz und der Modellierung via Liquiditätskosten existiert. Er beweist, dass für eine vergleichsweise allgemeine Klasse von Liquiditätskosten $\hbar(c_t, m_t)$ und von Nutzenfunktionen $u(x_t, m_t)$ eine genaue Dualität existiert (c_t repräsentiert hierbei den Konsum, m_t die Realkasse und x_t eine Variable, die Konsum und Transaktionskosten umfasst). Demnach macht es keinen Unterschied, ob Realkasse als Argument in die Nutzenfunktion implementiert wird oder ob Liquiditätskosten über die Budegtrestriktion wirken. Die Ergebnisse von Feenstra (1986) erlauben damit prinzipiell, Schlussfolgerungen, die beispielsweise im Rahmen des CIA-Ansatzes abgeleitet wurden, im Rahmen eines analogen MIU-Modells zu reproduzieren (siehe Feenstra 1986, S. 286).

Da Feenstra (1986) seine Ergebnisse nur für Modelle mit exogener Arbeits- und Freizeitentscheidung abgeleitet hat, lässt sich das Ergebnis von Feenstra allerdings nicht direkt auf die hier vorliegende Klasse von Modellen mit endogener Arbeits- und Freizeitentscheidung übertragen. Wang/Yip (1992) zeigen,

[3] Auch die sogenannten shopping-time Modelle (vgl. *Drazen* 1979, *McCallum* 1983) können begründen, weshalb Liquiditätskosten die verfügbaren Ressourcen reduzieren.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

dass die Etablierung einer Äquivalenz prinzipiell auch auf die hier vorliegende Klasse möglich ist, wenn man das Konzept der funktionalen Äquivalenz durch das (schwächere) Konzept der qualitativen Äquivalenz ersetzt. Sie zeigen, dass unter bestimmten Annahmen der MIU-Ansatz und der CIA-Ansatz dieselben komparativ-statischen Ergebnisse erzielen (siehe Wang/Yip 1992, S. 559 sowie Wang/Yip 1992, Table 1 für die Äquivalenz von MIU und CIA).

Für die hier vorliegende Fragestellung der Persistenz monetärer Schocks darf vermutet werden, dass die Persistenz in Modellen mit flexiblen Preisen als auch in Modellen mit nominalen Rigiditäten unabhängig von der Art und Weise ist wie Geld (Realkasse) in das Modell implementiert wird. Die bisherigen Simulationsstudien bekräftigen diese Vermutung (siehe beispielsweise Walsh 1998, Maussner 1998 sowie das vorliegende Kapitel).

II. Das MIU-Modell

Es wird angenommen, dass die Nutzenfunktion wie folgt formuliert werden kann:

$$U_t = u(c_t, l_t, \xi_t) \tag{3.1}$$

wobei ξ_t ein Maß an Leistungen (*flow of services*) darstellt, das aus der Geldhaltung resultiert, z. B. weil mit ξ_t Zeit beim Ausführen von Transaktionen gespart werden kann. c_t und l_t repräsentieren den Pro-Kopf-Konsum und die Pro-Kopf-Freizeit. Die Nutzenfunktion wächst in ihren Argumenten, ist strikt konkav und stetig differenzierbar. Die Geldnachfrage ist immer dann positiv, wenn die folgenden Annahmen zu Grunde gelegt werden: $\lim_{\xi \to 0} u_\xi(c, l, \xi) = \infty$ für alle c und l (Walsh 1998, S. 50).

Was ist ξ_t? Zunächst liegt es nahe, einfach an Geld bzw. an eine nominale Geldsumme zu denken. Bedeutsam für das Halten von Geld ist jedoch nicht die Summe per se, sondern der potentielle Erwerb von Gütern, der durch die Euro, Dollars oder Yen ermöglicht wird. Für das Individuum ist also ein Maß an Leistungen von Bedeutung, das sich in Gütereinheiten ausdrücken lässt. Daher sollte nicht einfach die nachgefragte Anzahl an Euro, Dollars oder Yen in die Nutzenfunktion eingehen. Es liegt nahe, ξ_t als die Anzahl M an Euro, Dollars oder Yen zu interpretieren, multipliziert mit ihrem Preis in Gütereinheiten: $M\left(\frac{1}{P}\right) = \frac{M}{P}$. Dies ist die reale Geldmenge. Voraussetzung für diese Interpreta-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

tion ist, dass die „Leistungen des Geldes" proportional zur realen Geldmenge sind. Formal lässt sich ξ_t dann mit der Geldmenge-pro-Kopf gleichsetzen:

$$\xi_t = \frac{M_t}{P_t N_t} \equiv m_t$$

Da bei den folgenden Ausführungen ein repräsentativer Haushalt im Vordergrund steht, ist es zweckmäßig N_t auf Eins zu normieren. Damit wird ξ_t zu

(3.2)
$$\xi_t = \frac{M_t}{P_t} \equiv m_t$$

Die Haushalte

Es existieren unendlich viele Haushalte, die hinsichtlich ihrer Präferenzen identisch sind und unendlich lange leben. Im Folgenden wird daher ein repräsentativer Haushalt betrachtet, der Zeitpfade für Konsum, Freizeit und reale Geldhaltung unter Berücksichtigung seiner Budgetrestriktion wählt. Sein Gesamtnutzen ist gegeben durch

(3.3)
$$U = E_t\left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t, l_t, m_t)\right]$$

wobei die Gegenwartspräferenz des Haushalts durch den Diskontfaktor $0 < \beta < 1$ zum Ausdruck gebracht wird. c_t stellt den Konsum dar, l_t symbolisiert den Konsum an Freizeit, $m_t \equiv M_t / P_t$ repräsentiert die Realkasse, die vom Haushalt nachgefragt wird. M_t symbolisiert hierbei die nominale Geldmenge und P_t das aggregierte Preisniveau.[4] Zu Beginn der Periode t besitzt der Haushalt einen Bestand an Realkasse m_{t-1} sowie einen Kapitalstock von k_{t-1}.

[4] Um etwaige Verwechslungen zu vermeiden, werden die nominale Geldmenge M, die Investitionen I und die Preisvariablen P bzw. P(i) mit Großbuchstaben gekennzeichnet. Die Groß- bzw. Kleinschreibung dient daher nicht (wie in einigen Texten) dazu, individuelle Variablen von aggregierten Variablen abzuheben.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Interessanterweise bringt die obige Formulierung mehr zum Ausdruck, als nur den Umstand, dass der Haushalt gemeinhin lieber mehr als weniger Geld besitzen. Wieso? Wenn der Grenznutzen des Geldes positiv ist, impliziert der obige Ausdruck, dass bei Konstanthalten des Konsums und der Freizeit für alle t der Nutzen der Individuen durch eine höhere Geldhaltung gesteigert werden kann. Das heißt, obwohl die zusätzliche Geldnachfrage nie verwendet wird, um Konsumgüter zu kaufen, stiftet sie zusätzlichen Nutzen. Das ist eigentümlich, wenn man bedenkt, dass dem MIU-Ansatz letztlich die Vorstellung zu Grunde liegt, Geld werde nachgefragt, um Transaktionen möglichst effizient durchzuführen. Erst der Kauf und Genuss von Gütern und Dienstleistungen stiftet (neben der Freizeit) Nutzen. Dies zeigt, dass die Hinzunahme der realen Geldmenge in die Nutzenfunktion lediglich eine bequeme Möglichkeit (*shortcut*) darstellt, eine positive Geldnachfrage abzuleiten, ohne die Geldhaltung an sich zu begründen.

Der repräsentative Haushalt teilt seine verfügbare Zeit in gearbeitete Stunden n_t^H und in Freizeit l_t auf.[5] Die Gesamtzeit wird auf Eins normiert, so dass der Haushalt die Restriktion $n_t^H + l_t = 1$ zu beachten hat. In jeder Periode arbeitet der Haushalt n_t^H Arbeitsstunden zum Reallohnsatz w_t.

Es wird unterstellt, dass der Haushalt das Kapital der Ökonomie akkumuliert, und gegen eine nominale Zinszahlung $P_t r_t k_{t-1}^H$ den Unternehmen zur Verfügung stellt. Werden mit I_t die in t getätigten Bruttoinvestitionen bezeichnet, so entwickelt sich das Kapital gemäß folgender Beziehung:

$$k_t = (1-\delta)k_{t-1} + I_t ,$$

wobei mit $0 \leq \delta \leq 1$ die Abschreibungsrate des Kapitals bezeichnet wird. Bestehendes Kapital wird demnach in jeder Periode mit einem konstanten Rate δ abgeschrieben. Neben dem Arbeits- und Kapitaleinkommen erhält der Haushalt jede Periode einen Transfer von der monetären Institution in Höhe von τ_t.[6] Der Haushalt verwendet seine Einkommensquellen, um den Konsum zu finanzieren

[5] Um die Entscheidungsvariablen der Haushalte von denen der Unternehmen zu unterscheiden, werden im Folgenden mit "^{H}" die Entscheidungsvariablen der Haushalte bezeichnet und mit "^{U}" diejenigen der Unternehmen. Bei Variablen, die nur Haushalte oder Unternehmen betreffen, wird auf eine Indexierung verzichtet.

[6] Neu geschaffenes Geld der monetären Institution wird an den Haushalt pauschal über den Transfer τ_t ausgezahlt (siehe unten).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

sowie Kapital und Realkasse in die nächste Periode zu transferieren. Die Budgetrestriktion des Haushalts lässt sich wie folgt formulieren:

$$P_t r_t k_{t-1}^H + P_t w_t n_t^H + M_{t-1} + \tau_t = P_t c_t + P_t I_t + M_t \,, \tag{3.4}$$

wobei P_t den Preis des produzierten Gutes in Geldeinheiten repräsentiert.

Die Unternehmen

Auf der Produktionseite der Wirtschaft wird unterstellt, es existiere eine unendliche Anzahl von identischen Unternehmen. Das repräsentative Unternehmen bezieht Arbeits- und Kapitaldienste, um das homogene Gut y_t zu produzieren. Es hat Zugang zu einer Produktionsfunktion mit konstanten Skalenerträgen: $y_t = f\left(k_{t-1}^U, n_t^U, z_t\right)$. k_{t-1}^U ist das in der Produktion eingesetzte Kapital und n_t^U der Arbeitseinsatz. Die totale Faktorproduktivität unterliegt stochastischen Schwankungen, wobei z_t als stationärer Prozess modelliert wird

$$\log z_t = \left(1-\psi_z\right)\bar{z} + \psi_z \log z_{t-1} + \varepsilon_t^z \,. \tag{3.5}$$

Bezüglich des stochastischen Prozess wird zudem angenommen, dass $\varepsilon_t \sim i.i.d.N\left(0,\sigma^2\right)$ sowie $0 < \psi_z < 1$. Die Unternehmen fragen in jeder Periode t n_t^U Arbeitseinheiten nach und zahlen an den repräsentativen Haushalt den Nominallohn $P_t w_t$. Zudem fragen sie k_{t-1}^U Einheiten von Kapital nach und zahlen hierfür $P_t r_t$.

Die monetäre Institution

Die Aufgabe der Zentralbank besteht darin, in jeder Periode t Geld bereitzustellen. Das Geldangebot M_t wächst in jeder Periode mit der exogenen Rate g_t, so dass $M_t = \left(1+g_t\right)M_{t-1}$. Neu kreiertes Geld wird an den Haushalt pauschal ausgeschüttet, mithin gilt für den repräsentativen Haushalt $\tau_t = M_t - M_{t-1}$. Ausgehend von der Wachstumsrate der Geldmenge lässt sich die Entwicklung der realen Geldmenge wie folgt darstellen:

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

(3.6)
$$m_t = \frac{1+g_t}{1+\pi_t} m_{t-1},$$

wobei $\pi_t = (P_t - P_{t-1})/P_{t-1}$ die Inflationsrate darstellt. Für die spätere Analyse ist es zweckmäßig $\varpi_t = g_t - \bar{g}$ zu definieren, dabei symbolisiert "$^{-}$" im Folgenden den steady state einer Variable; ϖ_t ist mithin die Abweichung der Wachstumsrate von ihrem steady state Wert. In Anlehnung an Walsh (1998, S. 69) wird diese Abweichung als stochastischer Prozess modelliert, der in logarithmierter Form wie folgt dargestellt werden kann:

(3.7)
$$\varpi_t = \psi_\varpi \varpi_{t-1} + \phi_z z_{t-1} + \varepsilon_t^\varpi,$$

wobei $0 \le \psi_\varpi < 1$, $\bar{z} = 1$ und $\varepsilon_t^\varpi \sim i.i.d.N(0, \sigma_\varpi^2)$.

Die Zeitindexierung des stochastischen Prozesses macht deutlich, dass der Haushalt die Realisation von ϖ_t kennt, wenn er die optimalen Zeitpfade für Konsum, Freizeit, Realkasse und Kapitalstock wählt.

Das Optimierungskalkül des Haushalts und des Unternehmens[7]

Das Maximierungsproblem des Haushalts lautet

(3.8)
$$\max_{\{c_t, l_t, k_t^H, m_t^H\}_{t=0}^{\infty}} E_t \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u\left(c_t, m_t, 1 - n_t^H\right) \right\}$$

unter der Nebenbedingung

[7] Die nachfolgenden Bedingungen erster Ordnung verdeutlichen die zeitliche Struktur des Modells, die gemäß *Hicks* (1985, S. 69) als eine Folge temporärer Gleichgewichte (Temporary Equilibria) verstanden werden kann:

> *„During the ‚week' (as I called the single period) production and consumption proceed at prices that are established by trading on its first ‚day' (Monday). Monday's trading proceeds until prices are established that equate demands and supplies, for goods and services to be delivered within the ‚week'."*

Siehe hierzu auch *Farmer* (1999, S. 88-89).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

(3.9) $$\left(1+r_t-\delta\right)k_{t-1}^H+w_t n_t^H+\frac{M_{t-1}}{P_t}+\frac{\tau_t}{P_t}=c_t+k_t^H+\frac{M_t}{P_t}.$$

Hieraus lassen sich die Bedingungen erster Ordnung ableiten. Sie lauten[8]:

(3.10) $$u_c\left(c_t,m_t,1-n_t^H\right)=\lambda_t,$$

(3.11) $$u_l\left(c_t,m_t,1-n_t^H\right)=\lambda_t w_t,$$

(3.12) $$\lambda_t=\beta E_t\lambda_{t+1}\left(1+r_{t+1}-\delta\right),$$

(3.13) $$u_m\left(c_t,m_t,1-n_t^H\right)+\beta E_t\frac{\lambda_{t+1}}{1+\pi_{t+1}}=\lambda_t,$$

wobei $\lambda_t=\Lambda_t/\beta^t$ und Λ_t der Lagrange-Multiplikator bezüglich der Budgetrestriktion des Haushalts ist.

Das Optimierungsproblem für die repräsentative Unternehmung ist vergleichsweise einfach, weil es keinen intertemporalen Aspekt beinhaltet. Das Unternehmen maximiert den Gewinn als Mengenanpasser:

(3.14) $$\max_{\left\{n_t^U,\,k_{t-1}^U\right\}_{t=0}^{\infty}} P_t f\left(k_{t-1}^U,n_t^U,z_t\right)-P_t w_t n_t^U-P_t r_t^K k_{t-1}^U.$$

Die Bedingungen erster Ordnung ergeben die Entlohnung nach dem Grenzprodukt:

(3.15) $$f_k\left(k_{t-1}^U,n_t^U,z_t\right)=r_t,$$

[8] Das Subskript $_x$ kennzeichnet die partielle Ableitung einer Funktion nach der Variablen x.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

(3.16) $$f_n\left(k_{t-1}^U, n_t^U, z_t\right) = w_t \,.$$

Das Marktgleichgewicht

Das Modellgleichgewicht bei rationalen Erwartungen ist gegeben durch die Entscheidungsregeln der Unternehmen und der Haushalte und den Markträumungsbedingungen: die Haushalte maximieren ihren Nutzen unter Berücksichtigung der Budgetrestriktion; die Produzenten maximieren ihre Gewinnfunktion durch den optimalen Einsatz von Arbeit und Kapital. In jeder Periode existiert ein Reallohnsatz von w_t und ein Zins r_t, der jeweils den Arbeits- und Kapitalmarkt räumt. Auf den beiden Faktormärkten gelten demnach folgende Bedingungen:

(3.17) $$n_t^H = n_t^U \equiv n_t \,,$$

bzw.

(3.18) $$k_{t-1}^H = k_{t-1}^U \equiv k_{t-1} \,.$$

Die Markträumung auf dem Gütermarkt impliziert, dass die von dem Unternehmen geplante Produktion vom Haushalt auch nachgefragt wird:

(3.19) $$y_t^d = y_t^s \equiv y_t \text{ bzw. } y_t = f\left(k_{t-1}^U, n_t^U, z_t\right) = c_t + I_t \,.$$

Die Transfers der monetären Institution an den repräsentativen Haushalt werden durch die Geldschöpfung $\tau_t = g_t M_{t-1}$ finanziert. Im Gleichgewicht wächst die nominale Geldmenge mit der Rate g, während die reale Geldmenge im Gleichgewicht konstant bleibt. Unter Berücksichtigung der Gleichgewichtsbedingungen lassen sich die Optimalitätsbedingungen des Haushalts und des Unternehmens zu einem Gleichungssystem zusammenfassen.[9] Es lautet:

[9] Ein technischer Hinweis: wie aus der bisherigen Darstellung schon hervorgeht, besteht das vorliegende Modell (und alle folgenden) aus einem System von nicht-linearen Gleichungen. Die einzelnen Gleichungen des kompletten Modells basieren hierbei *im*

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

(3.20) $$u_c(c_t, 1-n_t, m_t) = u_m(c_t, 1-n_t, m_t) + \beta E_t\left(\frac{u_c(c_{t+1}, 1-n_{t+1}, m_{t+1})}{1+\pi_{t+1}}\right)$$

(3.21) $$u_c(c_t, 1-n_t, m_t) = \beta E_t R_{t+1} u_c(c_{t+1}, 1-n_{t+1}, m_{t+1})$$

(3.22) $$u_c(c_t, 1-n_t, m_t) f_n(k_{t-1}, n_t, z_t) = u_l(c_t, 1-n_t, m_t)$$

mit

(3.23) $$R_t = f_k(k_{t-1}, n_t, z_t) + 1 - \delta\ .$$

Die Gleichungen lassen sich wie folgt interpretieren. Da die zur Verfügung stehenden Ressourcen auf Konsum, physisches Kapital und Geld verteilt werden, müssen die nachgefragten Größen jeweils denselben Grenznutzen stiften. Aus der ersten Optimalitätsbedingung (3.20.) geht hervor, dass der Grenznutzen des Geldes zum Zeitpunkt t dem Grenznutzen des Konsums zum Zeitpunkt t gleichen muss. Der Grenznutzen des Geldes setzt sich dabei aus zwei Komponenten zusammen. Zunächst stiftet Geld direkt Nutzen in Höhe von u_m. Darüber hinaus erhöhen sich die Ressourcen in $t + 1$ um $1/(1+\pi_{t+1})$ bzw. auf den Zeitpunkt t bezogen um $\beta/(1+\pi_{t+1})$, so dass der zusätzliche Konsum in $t + 1$, der aus der erhöhten Geldnachfrage in t finanziert werden kann, mit $\beta E_t\left(\frac{u_c(c_{t+1}, 1-n_{t+1}, m_{t+1})}{1+\pi_{t+1}}\right)$ bewertet wird.

Wesentlichen auf den Optimalitätsbedingungen der Wirtschaftsteilnehmer (Haushalte und Unternehmen), wobei die Bedingungen erster Ordnung als Nachfrage- oder Angebotsgleichungen interpretiert werden können. Die Optimumsbedingungen der Haushalte und der Unternehmen, die Markträumungsbedingungen sowie weitere Gleichungen, wie beispielsweise die Budgetrestriktion der monetären Institution, der Geldangebots- und Technologieprozess, die aggregierte Ressourcenbeschränkung und etwaige Definitionsgleichungen, die das Modell schließen, ergeben zusammen ein Gleichungssystem, welches die optimale intertemporale Allokation des Modells beschreibt.

Anschauliche Beispiele, die diese Art der Modellbildung verdeutlichen, sind *Hairault/Portier* (1995), *Ireland* (1997) oder *Maussner* (1998).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Gleichung (3.21.) lässt sich analog interpretieren. Der Grenzertrag aus der Akkumulation des Kapitals $\beta E_t R_{t+1} u_c(c_{t+1}, 1 - n_{t+1}, m_{t+1})$ gleicht dem Grenznutzen des Konsums. Gleichung (3.22.) zeigt, dass die Grenzrate der Substitution zwischen Freizeit und Konsum dem Reallohn entspricht.

Das Modell ist ein System nichtlinearer Gleichungen, welches die endogenen Variablen des Modells bestimmt: y_t, c_t, k_t, I_t, m_t, n_t, R_t, P_t und π_t. Exogen sind die Variablen z_t sowie ϖ_t (M_t).

Charaktersisierung des steady state

Um die dynamischen Eigenschaften des Modells abzuleiten, ist es notwendig, zunächst die steady state Bedingungen zu formulieren. Für den steady state lässt sich aus Gleichung (3.21.) die folgende Bedingung ableiten:

(3.24) $$\overline{R} = \frac{1}{\beta},$$

während aus Gleichung (3.6.) unmittelbar

(3.25) $$\overline{\pi} = \overline{g}$$

und aus (3.23.)

(3.26) $$\overline{R} = f_k\left(\overline{k}, \overline{n}, 1\right) + 1 - \delta$$

folgt. Die aggregierte Ressourcenbeschränkung lautet

(3.27) $$\overline{y} = \overline{c} + \delta \overline{k}\ .$$

Um die dynamischen Eigenschaften dieses Modells simulieren zu können, werden die Funktionen spezifiziert. Für die Produktionsfunktion wird eine Cobb-Douglas Funktion der Form

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

(3.28) $$y_t = z_t k_{t-1}^{\alpha} n_t^{1-\alpha} \text{ mit } \alpha \in [0, 1]$$

zu Grunde gelegt. Für die Nutzenfunktion wird in Anlehnung an Fischer (1979b) und Walsh (1998) folgende Funktion gewählt

(3.29) $$u(c_t, m_t, l_t) = \frac{(c_t m_t^b)^{1-\Phi}}{1-\Phi} + \Psi \frac{l_t^{1-\eta}}{1-\eta},$$

mit b, η, Φ, $\Psi > 0$ und $b(1-\Phi) < 1$. Für $\Phi = 1$ sind die Präferenzen log-linear in c und m. Die gesamte zur Verfügung stehende Zeit wird auf Eins normiert, so dass $n_t = 1 - l_t$ gilt. King/Plosser/Rebelo (1988) haben gezeigt, dass die oben genannten Präferenzen konsistent mit einem steady state Wachstumspfad sind.[10]

Die folgende Tabelle fasst die Variablen im steady state zusammen:

Tabelle 3.1

Steady state im MIU-Modell

$\overline{R}$	$\frac{\overline{y}}{\overline{k}}$	$\frac{\overline{c}}{\overline{k}}$	$\frac{\overline{m}}{\overline{k}}$	$\frac{\overline{n}}{\overline{k}}$
$\frac{1}{\beta}$	$\frac{1}{\alpha}(\overline{R} - 1 + \delta)$	$\frac{\overline{y}}{\overline{k}} - \delta$	$\frac{\Theta b}{\Theta - \beta} \frac{\overline{c}}{\overline{k}}$	$\left(\frac{\overline{y}}{\overline{k}}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}}$

$\Theta = 1 + \overline{g}$ ist der Wachstumsfaktor der nominalen Geldmenge. Aus der Tabelle lässt sich ablesen, dass die steady state Werte des Modells Funktionen der Modellparameter sind.

Tabelle 3.1 spiegelt die wesentlichen Charakteristika des Modells wider. Mit Ausnahme des Quotienten von Geldmenge zu Kapitalstock sind alle Quotienten unabhängig von der Wachstumsrate der Geldmenge. Allerdings hängen der Kapitalstock, Konsum und Output via Beschäftigung von der Wachstumsrate der Geldmenge ab, denn die steady state Beschäftigung hängt von der Wachstums-

[10] Siehe hierzu King/Plosser/Rebelo (1988, S. 201-202).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

rate der Geldmenge (Inflation) ab und lässt sich aus der Lösung der folgenden Gleichung ableiten:

(3.30)
$$(1-\bar{n})^{-\eta}\bar{n}^{-\upsilon} = \frac{1-\alpha}{\Psi}\left(\frac{\Theta b}{\Theta-\beta}\right)^{b(1-\Phi)}\left(\frac{\bar{c}}{\bar{k}}\right)^{\upsilon}\left(\frac{\bar{y}}{\bar{k}}\right)^{\frac{-(\alpha+\upsilon)}{1-\alpha}},$$

wobei $\upsilon = b(1-\Phi)-\Phi$. Die Elastizität des Arbeitsangebots bezüglich Θ ist (siehe Walsh 1998, S. 74)

(3.31)
$$-\frac{b(1-\Phi)\beta(1-\bar{n})}{(\Theta-\beta)[\eta\bar{n}-\upsilon(1-\bar{n})]}.$$

Für die hier gewählte Kalibrierung der Parameter (siehe unten) ist die Elastizität des Arbeitsangebots für $0<\Phi<1$ negativ, da der Grenznutzen des Konsums $u_c = m_t^b/(c_t m_t^b)^{\Phi}$ für $0<\Phi<1$ steigend in der realen Geldmenge ist. Dies folgt aus $u_{cm} = b(1-\Phi)m_t^{b(1-\Phi)}/c_t^{\Phi}\, m_t$. Eine höhere Inflation, und damit eine geringere Realkasse reduziert den Grenznutzen des Konsums. Aus

$$u_c(c_t, 1-n_t, m_t) f_n(k_{t-1}, n_t, z_t) = u_l(c_t, 1-n_t, m_t)$$

erkennt man, dass damit eine Reduktion des Arbeitsangebots einhergeht. Für $\Phi>1$ nimmt der Grenznutzen des Konsums mit abnehmender Realkasse zu, was zu einer Erhöhung des Arbeitsangebots führt.

Ist $\Phi=1$, dann ist der Nutzen separierbar in Konsum und Geld und Gleichung (3.30.) vereinfacht sich zu

(3.32)
$$(1-\bar{n})^{-\eta}\bar{n} = \frac{1-\alpha}{\Psi}\left(\frac{\bar{c}}{\bar{k}}\right)^{\upsilon}\left(\frac{\bar{y}}{\bar{k}}\right).$$

Der steady state Wert für die Beschäftigung ist damit unabhängig von $\bar{g}$; die Elastizität des Arbeitsangebots ist dementsprechend Null, was aus obiger Formel unmittelbar abgelesen werden kann.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Die realen Variablen $\bar{y}$, $\bar{k}$ und $\bar{c}$ sind demzufolge unabhängig von der Wachstumsrate des Geldes. Das Modell ist somit für $\Phi = 1$ bezüglich Geld superneutral und spiegelt die klassische Dichotomie wider.[11]

Kalibrieren des Modells

Die hier gewählte Parameterisierung des Modells ist angelehnt an Ireland (1997) und Walsh (1998). Das kalibrierte Modell ist konsistent mit folgendem Szenario: der Anteil des Kapitals am gesamtwirtschaftlichen Einkommen α beträgt 30%, der Diskontfaktor β ist gewählt worden, um einen Realzins von ungefähr 4% per annum zu gewährleisten, die Abschreibungsrate δ beträgt 10% per annum. Im steady state Gleichgewicht wenden die Haushalte ungefähr 30% ihrer verfügbaren Zeit für Arbeit auf. Die jährliche Wachstumsrate der nominalen Geldmenge $\bar{g}$ beträgt 5%, der Parameter b der Nutzenfunktion ist kompatibel mit einem Quotient von Geldmenge zu Output von ungefähr 20%.

Bezüglich der intertemporalen Substitutionselastizität der Arbeit wird analog zu Walsh (1998) ein Wert von 2,0 zu Grunde gelegt. Da die Haushalte im steady state ein Drittel der verfügbaren Zeit arbeiten, setzt dies einen Wert von $\eta = 1$ zu Grunde.[12] Bezüglich Φ wird alternativ ein Wert von 0,5 bzw. 2,0 zu Grunde gelegt, das entspricht einer intertemporalen Substitutionselastizität des Konsums von 0,5 bzw. 2,0.[13] Folgende Tabelle fasst die Parameter des Modells zusammen:

Tabelle 3.2

Parametrisierung des Modells

α	β	δ	η	b	Φ
0,30	0,99	0,025	1,0	0,005	0,5/2,0

Fortsetzung nächste Seite

[11] Ein Modell ist superneutral, wenn das reale Modellgleichgewicht unabhängig von der nominalen Wachstumsrate der Geldmenge ist.

[12] Die intertemporale Substitutionselastizität der Arbeit lautet für das vorliegende Modell $E_n = -((\bar{n}-1)/\bar{n})(1/\eta)$.

[13] Die intertemporale Substitutionselastizität des Konsums lautet für das vorliegende Modell $E_c = 1/\Phi$.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Fortsetzung Tabelle 3.2

ϕ_z	Θ	ψ_z	ψ_ϖ	σ	σ_ϖ
-0,15	1,0125	0,95	0,687	0,007	0,00216

Lineare Approximation

Um für die vorliegende Modellvariante Impuls-Antwort-Folgen herzuleiten, muss das System von nicht-linearen Differenzengleichungen zunächst gelöst werden. Eine Möglichkeit besteht darin, numerische Verfahren wie das Newton-Raphson-Verfahren zu verwenden (z. B. Erceg 1997); eine andere Möglichkeit besteht darin, das Modell (log-)linear um den (stationären) steady-state zu approximieren. In Anlehnung an King/Plosser/Rebelo (1988) oder Campbell (1994) wird das Gleichungssystem log-linearisiert und basierend auf dem Lösungsalgorithmus von Uhlig (1999) simuliert. Das Modell wird mithilfe der Methode unbestimmter Koeffizienten (*method of undetermined coefficients*) als rekursives Gleichungssystem (*recursive equilibrium law of motion*) gelöst.[14]

Das log-linearisierte Gleichungssystem besteht aus insgesamt elf Gleichungen, aus denen die Zeitpfade des Kapitalstocks, der Investitionen, der Geldnachfrage, des Outputs, des Konsums, der Beschäftigung, des Realzins, des Preises und der Inflationsrate abgeleitet werden können. Das Modell wird durch die exogenen Prozesse für den Produktivitätsschock und die Geldmenge geschlossen. Definiert man die prozentuale Abweichung einer Variablen x von seinem steady state mit

$$\hat{x}_t = \frac{x_t - \bar{x}}{\bar{x}},$$

so lässt sich das Gleichungssystem wie folgt darstellen:

[14] Die grundlegende Idee besteht darin, alle Variablen des Modells als lineare Funktionen eines Vektors von endogenen Variablen $\hat{x}_{t-1}$ und exogenen Variablen v_t darzustellen. Gesucht wird ein rekursives Gleichungssystem, das sich prinzipiell wie folgt darstellen lässt $\hat{x}_t = P\hat{x}_{t-1} + Qv_t$, wobei P und Q Matrizen symbolisieren. Siehe *Uhlig* (1999) für eine ausführliche Darstellung des Lösungsansatzes.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

(3.33) $$\bar{y}\hat{y}_t = \bar{I}\hat{I}_t + \bar{c}\hat{c}_t$$

(3.34) $$\bar{k}\hat{k}_t = \bar{I}\hat{I}_t + (1-\delta)\bar{k}\hat{k}_{t-1}$$

(3.35) $$\hat{y}_t = \alpha\hat{k}_{t-1} + (1-\alpha)\hat{n}_t + z_t$$

(3.36) $$\bar{R}\hat{R}_t = \alpha\frac{\bar{y}}{\bar{k}}\left(\hat{y}_t - \hat{k}_{t-1}\right)$$

(3.37) $$E_t\left[\Phi\left(\hat{c}_{t+1} - \hat{c}_t\right) - b(1-\Phi)\left(\hat{m}_{t+1} - \hat{m}_t\right)\right] - \hat{R}_{t+1} = 0$$

(3.38) $$\left[\hat{y}_t - \Phi\hat{c}_t + b(1-\Phi)\hat{m}_t\right] = \left(1 + \eta\frac{\bar{n}}{1-\bar{n}}\right)\hat{n}_t$$

(3.39) $$E_t\hat{R}_{t+1} + \frac{\bar{\pi}}{1+\bar{\pi}}E_t\hat{\pi}_{t+1} = \frac{\Theta-\beta}{\beta}\left(\hat{c}_t - \hat{m}_t\right)$$

(3.40) $$\hat{m}_t = \hat{m}_{t-1} - \frac{\bar{\pi}}{1+\bar{\pi}}\hat{\pi}_t + \frac{\bar{\pi}}{1+\bar{\pi}}\varpi_t$$

(3.41) $$\hat{\pi}_t = \frac{1+\bar{\pi}}{\bar{\pi}}\hat{p}_t - \frac{1+\bar{\pi}}{\bar{\pi}}\hat{p}_{t-1}$$

(3.42) $$z_t = \psi_z z_{t-1} + \varepsilon_t^z$$

(3.43) $$\varpi_t = \psi_\varpi \varpi_{t-1} + \phi_z z_{t-1} + \varepsilon_t^\varpi \ .$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

III. Monetärer Transmissionsmechanismus im MIU-Modell

Für $\Phi \neq 1$ veranlassen nur erwartete bzw. beobachtbare Veränderungen der Wachstumsrate des Geldes eine Veränderung im Verhalten des repräsentativen Haushalts.[15] Um dies zu verdeutlichen, sei zunächst angenommen $\psi_\omega = \phi_z = 0$, so dass $\varpi_t = \varepsilon_t^\omega$ (vgl. Gleichung (3.43.)). Die Abweichung der Wachstumsrate des Geldes von der gleichgewichtigen Wachstumsrate ist damit weißes Rauschen. Die Erwartungen bezüglich der zukünftigen Abweichungen der Wachstumsrate des Geldes bleiben daher unverändert, so dass sich die Inflationserwartungen ebenfalls nicht verändern. Was sich im Anschluss an einen monetären Impuls zunächst ändert, ist lediglich die nominale Geldmenge für die laufende Periode. Für den repräsentativen Haushalt besteht daher kein Anreiz, seine zukunftsgerichteten Pläne zu revidieren. Aus der Logik des Modells folgt, dass die Preise gerade so stark steigen, dass m_t unverändert bleibt. Aus Gleichung (3.40.) erkennt man, dass dies für $\hat{\pi}_t = \varepsilon_t^\omega$ gilt. Der Geldmengenschock hat keine realen Effekte und führt lediglich zu einer einperiodigen Veränderung der Inflationsrate und einer permanenten Veränderung des Preisniveaus. Nicht vorhersehbare Geldmengenschocks haben keinen Einfluss auf die Modelldynamik.

Wenn ϖ_t autokorreliert ist, also ψ_ϖ von Null verschieden ist (der Einfachheit halber sei ϕ wieder Null), hat ein positiver Geldmengenschock Auswirkungen auf den zukünftigen Wachstumspfad der Geldmenge. Mit $\psi_\varpi > 0$ liegt die Wachstumsrate der Geldmenge der darauffolgenden Perioden über der durchschnittlichen, was zu einer Erhöhung der Inflationserwartungen führt. Aus Gleichung (3.39.) geht hervor, dass $\hat{m}_t$ sinken müsste, damit realer Zins und realer Konsum unverändert bleiben. Sinkt $\hat{m}_t$, werden davon die Gleichungen (3.37.) und (3.38.) betroffen. Das reale Gleichgewicht verändert sich demnach. Die monetären Schocks wirken somit über die Inflationserwartungen.

Für $\Phi = 1$ vereinfachen sich die Gleichungen (3.37.) und (3.38.) zu

(3.44) $$E_t\left[\left(\hat{c}_{t+1} - \hat{c}_t\right)\right] - \hat{R}_{t+1} = 0\,,$$

(3.45) $$\hat{y}_t - \hat{c}_t = \left(1 + \eta\frac{\bar{n}}{1-\bar{n}}\right)\hat{n}_t\,.$$

[15] *Walsh* (1998, S. 72) spricht von antizipierten Veränderungen der Wachstumsrate.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Wie aus dem Gleichungssystem für $\Phi = 1$ zu erkennen ist, lassen sich die realen Variablen unabhängig vom Geldmengenprozess und der Inflation herleiten. Das Modell ist damit sowohl bezüglich der Dynamik um den steady state als auch bezüglich des steady states superneutral (Walsh 1998, S. 72).

Die nachfolgenden Abbildungen 3.1 bis 3.4 spiegeln die optimalen Entscheidungen der Haushalte und der Unternehmen für $\Phi = 2{,}0$ wider.

Die Variablen Arbeit, Output und Konsum reagieren positiv auf den expansiven Impuls, während die Investitionen negativ (!) reagieren. Die Impuls-Antwort-Funktion der Inflation veranschaulicht die unmittelbare Anpassung der Güterpreise im Anschluss an einen monetären Impuls: nach einer Periode spiegelt sich die Wirkung des monetären Schocks allein im Anstieg der Güterpreise wider. Die Impuls-Antwort-Folgen zeigen, dass die Investitionen sensibler als der Output und der Konsum reagieren; interessanterweise reagiert der Konsum stärker als der Output, daher (gegeben die Outputabweichung) die negative Reaktion der Investitionen. Die quantitativen Abweichungen der Impuls-Antwort-Folgen sind insgesamt gering.

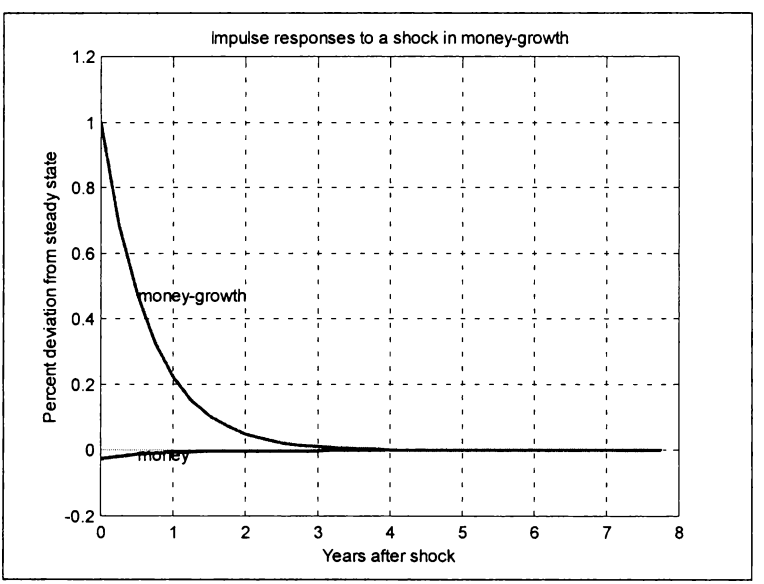

Abbildung 3.1: Impuls-Antwort der Wachstumsrate der Geldmenge und der Realkasse, $\Phi = 2{,}0$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

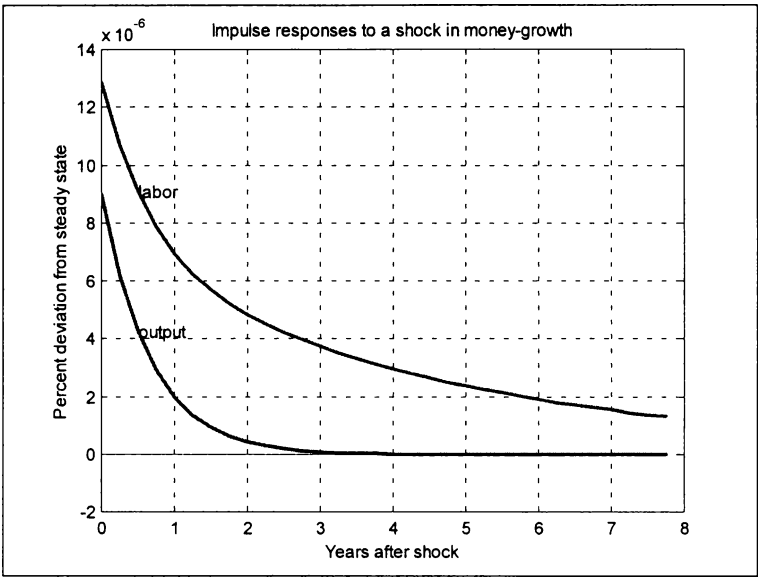

Abbildung 3.2: Impuls-Antwort des Outputs und des Arbeitsvolumens, $\Phi = 2{,}0$

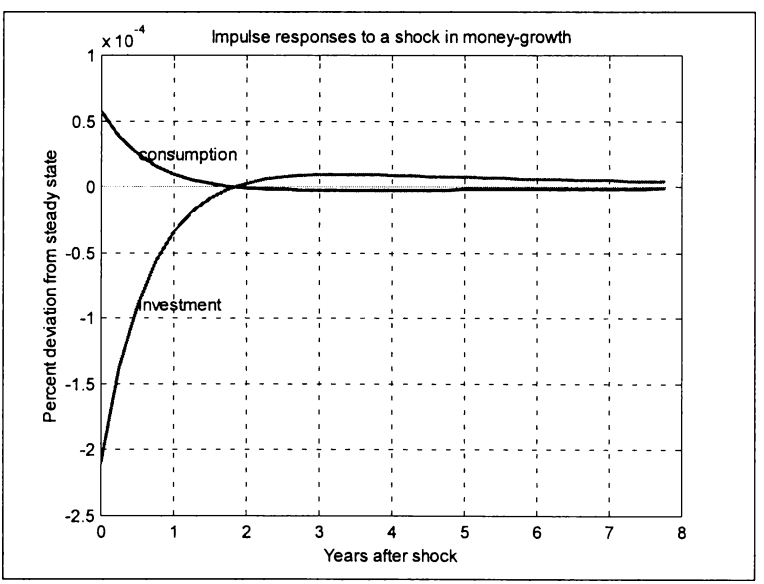

Abbildung 3.3: Impuls-Antwort des Konsums und der Investitionen, $\Phi = 2{,}0$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

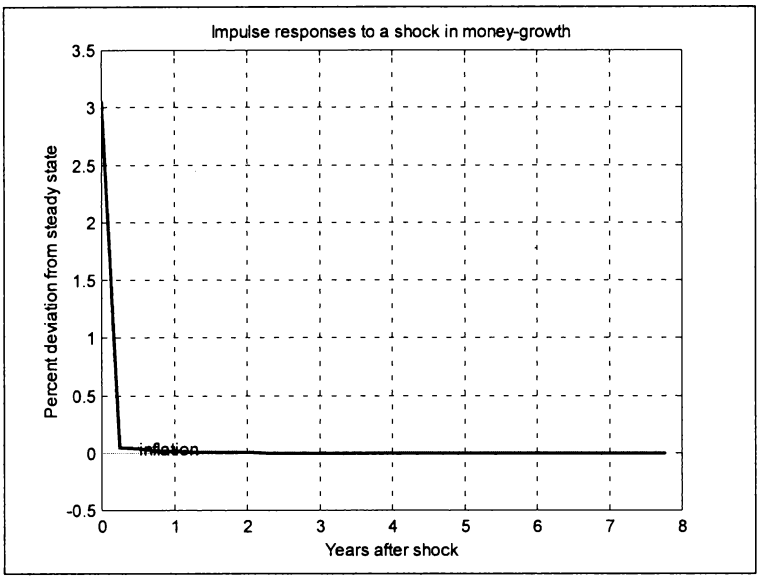

Abbildung 3.4: Impuls-Antwort der Inflationsrate, $\Phi = 2{,}0$

Die negative Reaktion der Investitionen illustriert einen wichtigen Aspekt, den es bei der Interpretation der Impuls-Antwort-Funktionen zu beachten gilt: die Abweichung und die Art der Anpassung in Reaktion auf einen spezifischen Schock ermöglicht nur bedingt, Rückschlüsse auf das Verhalten der Variable für die Dauer eines Konjunkturzyklus zu ziehen. So kann die negative Reaktion der Investitionen im Anschluss an einen monetären Impuls im Vergleich zur positiven Reaktion des Outputs nicht als Beleg gewertet werden, dass sich Investitionen über den Konjunkturzyklus antizyklisch zum Output entwickeln. Denn wie aus der Skizzierung des Lösungsansatzes hervorgeht, ist die Abweichung einer Variablen von ihrem steady state $\hat{x}_t$ eine lineare Funktion von $\hat{x}_{t-1}$ und v_t. Da v_t einen Variablenvektor darstellt, wird der Variablenvektor $\hat{x}_t$ prinzipiell von allen Schocks zum Zeitpunkt t beeinflusst.

Um das Argument zu veranschaulichen, werden in Tabelle 3.3 die Korrelationen der Variablen zur Referenzgrösse Output sowie die Standardabweichungen wiedergegeben. Die ermittelten Werte basieren hierbei nicht auf (sonst üblichen) Simulationen, sondern wurden mit Hilfe spektralanalytischer Techniken berechnet (zu den technischen Details siehe Uhlig 1999, S. 48 - 49).

Wie aus Tabelle 3.3 hervorgeht sind Investitionen und Output positiv korreliert, was den Schluss nahelegt, dass monetäre Schocks in diesem Modellrah-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

men nicht die wesentliche Ursache für die Fluktuationen der Investitionen (und der anderen Variablen) sind.

Tabelle 3.3

Autokorrelationstabelle (HP gefilterte Zeitreihen), CORR(V(T+J), GDP(T))

Capital	0.66	0.66	0.62	0.51	0.32	0.04	-0.18	-0.33	-0.43
Money	0.35	0.49	0.63	0.77	0.92	0.58	0.30	0.08	-0.09
Price	-0.37	-0.49	-0.63	-0.77	-0.91	-0.56	-0.28	-0.06	0.11
Cons	0.32	0.46	0.61	0.77	0.94	0.60	0.32	0.10	-0.07
Output	0.11	0.27	0.47	0.71	1.00	0.71	0.47	0.27	0.11
Labor	-0.17	0.00	0.23	0.53	0.92	0.73	0.57	0.42	0.29
Interest	-0.10	0.07	0.29	0.59	0.95	0.74	0.55	0.39	0.25
Invest	0.04	0.21	0.42	0.68	1.00	0.73	0.50	0.31	0.15
Inflation	0.19	0.21	0.22	0.22	-0.53	-0.43	-0.34	-0.26	-0.19
Techno	0.10	0.27	0.47	0.71	1.00	0.71	0.47	0.27	0.11
Moneyg	-0.53	-0.63	-0.68	-0.62	-0.39	-0.20	-0.05	0.07	0.15
j	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4

Standardabweichung der Variablen

Capital	0.0037
Money	0.0052
Price-level	0.0052
Consumption	0.0034
Output	0.0117
Labor	0.0040
Interest	0.0004
Investment	0.0430
Inflation	0.2752
Technology	0.0091
Money-growth	0.0038

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Da die Zeitpfade der Modellvariablen nicht nur von monetären Schocks, sondern auch prinzipiell von technologischen Schocks beeinflusst werden können, sind offensichtlich technologische Schocks die wesentliche Ursache für die Fluktuationen der Modellvariablen im Zeitverlauf.[16]

Die nachfolgenden Impuls-Antwort-Funktionen 3.5 und 3.6 spiegeln die optimalen Entscheidungen der Haushalte und der Unternehmen wider, wenn $\Phi = 0{,}5$. Die Variablen Arbeit, Output, Konsum reagieren zunächst negativ auf den expansiven Impuls, während die Investitionen positiv reagieren. Die Investitionen und der Konsum sind wiederum sensibler als der Output. Die quantitativen Abweichungen sind insgesamt gering. Die Impuls-Anwort-Folgen widersprechen der Evidenz des vorigen Kapitels, spiegeln aber die potenziell negativen Effekte wider, die aus einer positiven (und kurzfristig erhöhten) Inflationsrate (*inflation tax*) resultieren können (vgl. Cooley/Hansen 1989). Die Simulationen entsprechen daher den Impuls-Antwort-Folgen eines CIA-Modells (vgl. Abbildung 3.5 und 3.6 mit Hairault/Portier 1995, S. 134, Figure 3.5 oder Walsh 1998, S. 115, Figure 3.4)

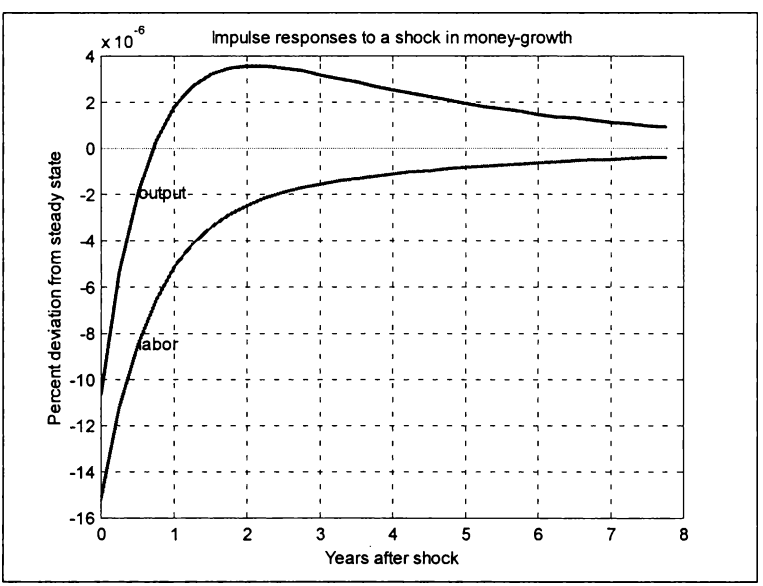

Abbildung 3.5: Impuls-Antwort des Outputs und des Arbeitsvolumens, $\Phi = 0{,}5$

[16] Dies ist eine der wesentlichen Aussagen des vorigen Kapitels und der empirischen Literatur.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

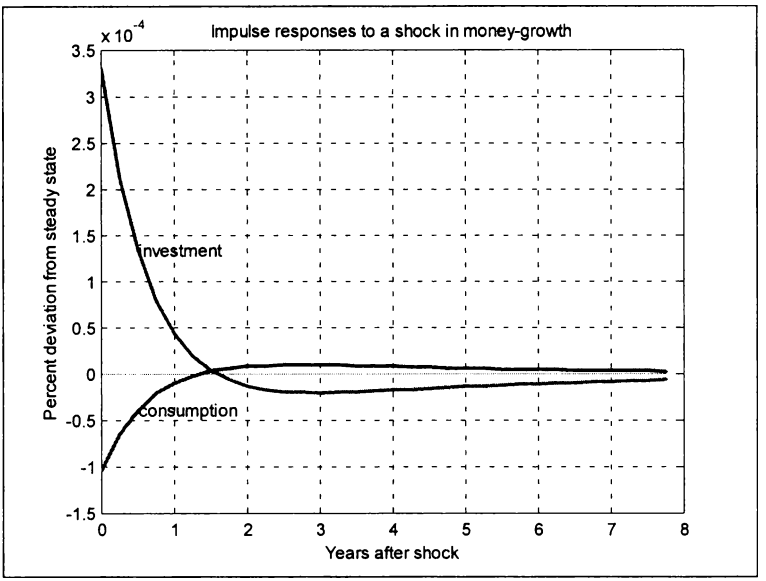

Abbildung 3.6: Impuls-Antwort des Konsums und der Investitionen, $\Phi = 0{,}5$

IV. Monopolistische Konkurrenz im MIU-Modell

Im Folgenden wird eine Variante des MIU-Modells diskutiert.[17] In dieser Version des MIU-Modells agiert ein Teil der Unternehmen unter der Bedingung monopolistischer Konkurrenz, während der andere Teil auf vollkommenen Märkten operiert. Bezüglich der Unternehmen, die unter der Bedingung monopolistischer Konkurrenz ihren Gewinn maximieren, wird angenommen, dass ein Kontinuum von Unternehmen existiert, die begrenzt substituierbare Güter produzieren. Diese Unternehmen stehen daher nicht in vollkommener Konkurrenz zueinander. Die begrenzt substituierbaren Güter stellen Zwischenprodukte dar, die von Unternehmen im Endgutsektor als Einsatzfaktoren eingesetzt werden. Die Unternehmen im Endgutsektor operieren im Unterschied zu den Produzenten der Zwischenprodukte unter der Bedingung vollkommener Konkurrenz. Die Nachfragefunktion nach Zwischengütern besitzt eine konstante Preiselastizität der Nachfrage. In jeder Periode t existieren in dieser Ökonomie folgende Güter: Arbeit, Kapital, Konsumgut, Realkasse und ein Kontinuum an Zwischengütern.

[17] Um unnötige Redundanzen mit dem nächsten Kapitel zu vermeiden, wird die folgende Modellvariante nur verbal skizziert. Eine ausführliche, formale Darstellung folgt im nächsten Kapitel.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

In dieser Variante des Modells sind alle Preise nach wie vor vollständig flexibel.

Es existieren unendlich viele Haushalte, die hinsichtlich ihrer Präferenzen identisch sind und unendlich lange leben, so dass ein repräsentativer Haushalt betrachtet werden kann, der Zeitpfade für Konsum, Freizeit und reale Geldhaltung unter Berücksichtigung seiner Budgetrestriktion wählt. In jeder Periode bieten die Haushalte den Produzenten der Zwischengüter die Einsatzfaktoren Arbeit und Kapital an. Die Haushalte akkumulieren das Kapital. Neben dem Arbeits- und Kapitaleinkommen bezieht der Haushalt einen Transfer vom Staat (der monetären Institution) und erhält zudem die Gewinne, die bei den Produzenten der Zwischengüter anfallen und in jeder Periode ausgeschüttet werden. Wie in der vorigen Modellvariante kennt der repräsentative Haushalt die Realisationen der Schocks ϖ_t und z_t, wenn er seine Entscheidungen bezüglich Konsum, Freizeit, Kapitalstock und Geldmenge trifft.

Auf der Produktionsseite der Wirtschaft wird unterstellt, dass eine unendliche Anzahl an identischen Unternehmen existiert, die ein Endprodukt produzieren. Die repräsentative Unternehmung, die das Endgut produziert, setzt hierbei die Zwischenprodukte als Inputfaktoren ein. Die Produzenten der Zwischengüter ihrerseits setzen Kapital und Arbeit als Inputfaktoren ein. Die Endproduktunternehmen agieren auf einem Markt vollkommener Konkurrenz, während die Produzenten der Zwischengüter auf Märkten monopolistischer Konkurrenz produzieren. Für die Produzenten der Zwischengüter folgt, dass der eigene Absatzpreis für diese Unternehmensgruppe kein Datum mehr darstellt. Analog zur vorigen Variante weist das Optimierungskalkül beider Unternehmertypen (Gewinnmaximierung) keine intertemporalen Aspekte auf. Aufgrund des monopolistischen Spielraums und der flexiblen Preise ist der markup der Produzenten der Zwischengüter konstant.

Das (symmetrische) Gleichgewicht bei rationalen Erwartungen wird durch die Entscheidungsregeln der Unternehmen und der Haushalte determiniert. In jeder Periode existiert ein Reallohnsatz und ein Realzins, der jeweils den Arbeits- und Kapitalmarkt räumt sowie ein Preisvektor, der die Märkte für die Zwischenprodukte räumt, des Weiteren ein Preisvektor, der den Gütermarkt für das Endprodukt räumt. Der Geldmarkt ist im Gleichgewicht, da das vom Staat neu emittierte Geld an den Haushalt ausbezahlt und nachgefragt wird.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

V. Monetärer Transmissionsmechanismus und monopolistische Konkurrenz

Die Einführung monopolistischer Konkurrenz führt zu einer Veränderung der steady state Eigenschaften.[18] Aufgrund des markup ist die Gesamtmenge des produzierten Endguts geringer als in der vorigen Variante. Daher sind Arbeitsnachfrage und Kapitalnachfrage ebenfalls geringer. Ebenfalls geringer als in der vorigen MIU-Variante ist das Konsumniveau. Des Weiteren erhöht sich im Vergleich zur vorigen Variante der Quotient von Output zu Kapitalstock (Kapitalproduktivität) aufgrund der geringeren Nachfrage der Unternehmen nach Kapital und der damit einhergehenden gestiegenen Grenzproduktivität des Kapitals. Damit erhöht sich ebenfalls der Quotient von Konsum zu Kapitalstock sowie Realkasse zu Kapitalstock. Auch der Quotient von Arbeitseinsatz zu Kapitalstock erhöht sich, allerdings um einen geringeren Faktor, da die Arbeitsnachfrage und damit die gleichgewichtige Beschäftigung ebenfalls gesunken ist.

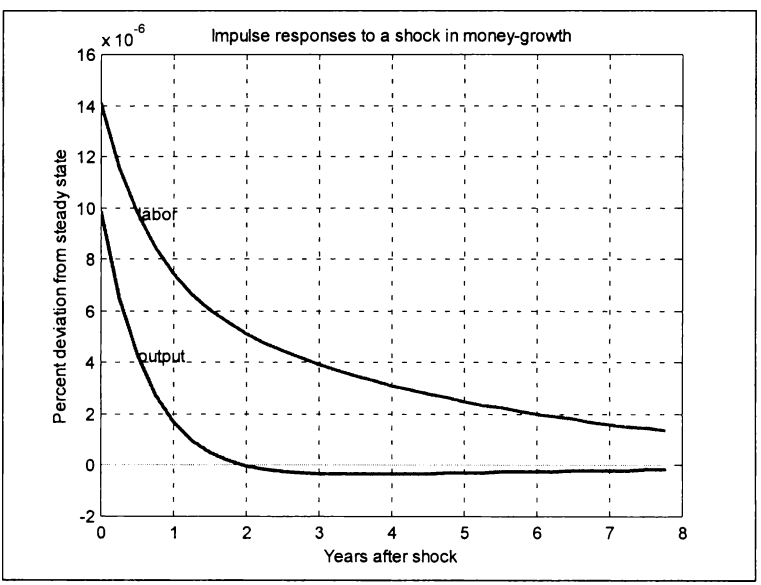

Abbildung 3.7: Impuls-Antwort des Outputs und des Arbeitsvolumens, $\Phi = 2{,}0$

[18] Die hier folgenden Ausführungen zum steady state können aus der formalen Darstellung des Modells im nächsten Kapitel abgeleitet werden.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Aufgrund der Einführung monopolistischer Konkurrenz auf den Märkten für Zwischengüter entspricht der Transmissionsmechanismus der vorliegenden Modellvariante prinzipiell nicht dem des MIU-Prototypen, da eine Teilmenge der Unternehmen sich nicht mehr als Mengenanpasser verhält. Wie die Abbildungen 3.7 bis 3.9 aber verdeutlichen, gleichen sich die Reaktionen der beiden Modellvarianten dennoch weitestgehend.

Es kann daher vermutet werden, dass die Einführung monopolistischer Konkurrenz in das MIU-Modell den Transmissionsmechanismus nicht beeinflusst.[19] Die Implementierung der Marktform der monopolistischen Konkurrenz öffnet keinen quantitativ bedeutsamen Transmissionskanal. Sollten in den Modellvariationen der nächsten Kapitel Unterschiede zu den bisherigen Anpassungsprozessen zu beobachten sein, so ist dies auf die Implementierung nominaler Rigiditäten zurückzuführen.

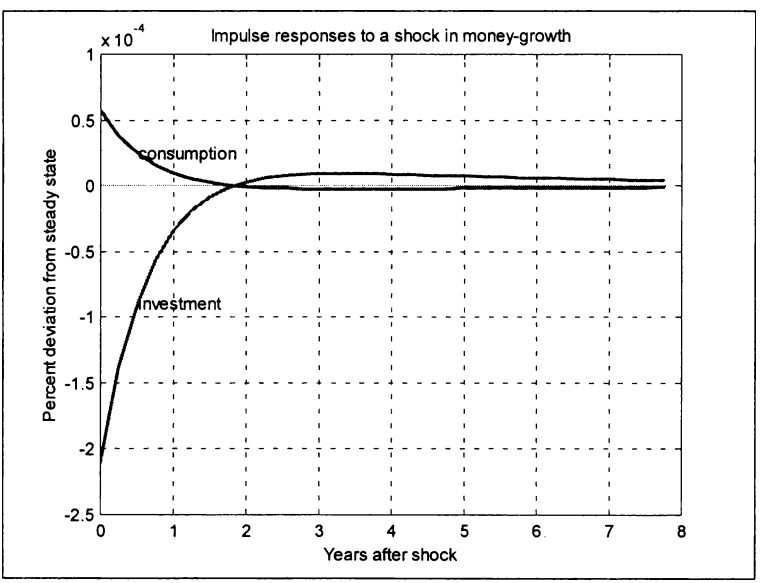

Abbildung 3.8: Impuls-Antwort des Konsums und der Investitionen, $\Phi = 2{,}0$

[19] Dieses Ergebnis ist damit mit den analytischen Ergebnissen in *Blanchard/Kiyotaki* (1987) und *Dixon/Rankin* (1994) kompatibel, die jeweils zeigen, dass die Einführung monopolistischer Konkurrenz nicht zu einer Aufhebung der Neutralität des Geldes führt.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

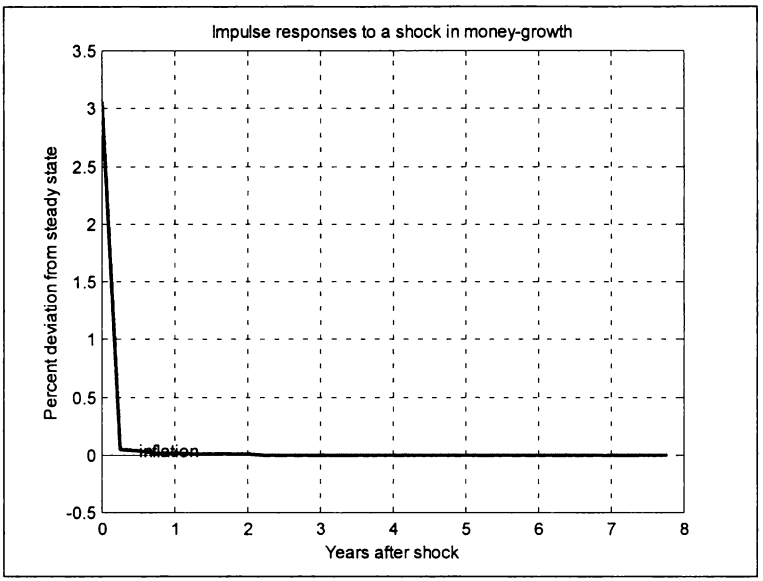

Abbildung 3.9: Impuls-Antwort der Inflationsrate, $\Phi = 2{,}0$

VI. Fazit

Wie die Modellsimulationen veranschaulichen, ist es prinzipiell auch im Rahmen eines Modells mit flexiblen Faktor- und Güterpreisen möglich, Abweichungen der Variablen vom steady state in Reaktion auf einen monetären Impuls zu beobachten. Die quantitativen Ergebnisse legen aber den Schluss nahe, dass die in den Modellen angelegten Transmissionsmechanismen nur unvollständig in der Lage sind, die empirisch beobachtbaren Effekte monetärer Schocks zu erklären.

Die Modellsimulationen zeigen, dass nicht zwingend davon ausgegangen werden kann, dass die Marktform einen Einfluss auf das dynamische Verhalten der Variablen besitzt. Die Anpassungen im Anschluss an einen monetären Impuls sind im Rahmen der hier vorgestellten Modellvarianten weitgehend identisch. Damit ist gezeigt, dass etwaige Differenzen in den nachfolgenden Modellvarianten allein auf die Implementierung von nominalen Rigiditäten und nicht auf die Marktform der monopolistischen Konkurrenz zurückgeführt werden können.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Die Modellsimulationen veranschaulichen, dass beide Modellvarianten nicht in der Lage sind, Impuls-Antwort-Folgen zu generieren, die mit den empirischen Impuls-Antwort-Folgen im Einklang stehen. Charakteristisch für die untersuchten Flex-Preis-Modelle ist die Sensibilität der Ergebnisse bezüglich des Parameters Φ. Sowohl die theoretischen Überlegungen als auch die Simulationsergebnisse zeigen, dass die Dynamik der Modelle sensibel vom Betrag des Parameters abhängen. Die nächsten Kapitel werden zeigen, ob diese Sensibilität als robust erachtet werden kann.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

D. Kosten der Preisanpassung

„The act of altering a posted price is certainly costly."

Mankiw (1985)

I. Einleitung

Wenn Güterpreise sich nicht vollkommen flexibel in Reaktion an exogene Schocks anpassen, kann dies mit Kosten zusammenhängen, die bei der Anpassung von Preisen anfallen. Offensichtlich scheint, dass eine mit Kosten verbundene Preisanpassung, die auf sogenannte Menü-Kosten zurückzuführen sind, dazu führt, dass Güterpreise weniger flexibel sind als in Abwesenheit dieser Kosten. Kennzeichend für Menü-Kosten ist, dass sie unabhängig vom Umfang der Preisanpassung anfallen. Die Auswirkungen von Menü-Kosten werden im Rahmen statischer Modelle beispielsweise von Mankiw (1985), Akerlof/Yellen (1985) oder Blanchard/Kiyotaki (1987) untersucht.

Um das Argument der Menü-Kosten als potenziellen Grund für eine Preisträgheit in Betracht zu ziehen, muss allerdings dem Einwand (Dixon/Rankin 1994, S. 181) Rechnung getragen werden, dass diese Kosten quantitativ eher als gering zu veranschlagen sind. Es gilt prinzipiell zu erklären, weshalb Unternehmen ihre Absatzpreise nicht in Reaktion auf Schwankungen der Nachfrage verändern, obschon die Kosten der Anpassung gering sind. Unter welchen Bedingungen kann also erwartet werden, dass quantitativ unbedeutende Kosten der Preisanpassung auf der mikroökonomischen Ebene zu einer Trägheit des aggregierten Preisniveaus führen?[1]

Im Folgenden wird eine Variante der Menü-Kosten in ein dynamisches stochastisches Gleichgewichtsmodell integriert. Preissetzende Unternehmen haben Kosten zu tragen, wenn sie ihren (gewinnmaximalen) Absatzpreis in Reaktion auf monetäre Schocks anpassen. Die Kosten der Preisanpassung fallen dabei nicht wie in Mankiw (1985) pauschal an, sondern variieren mit der Höhe der Preisanpassung und wachsen proportional zur Größe der Ökonomie. Diese Modellierung der Anpassungskosten basiert auf Rotemberg (1982) und ermöglicht,

[1] Siehe hierzu auch *Ball/Romer* (1990) und *Romer* (1993, 1996).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

die Kosten der Preisanpassung in Outputeinheiten anzugeben. Durch die Berücksichtigung der Anpassungskosten wird das statische Optimierungsproblem der Unternehmen in ein dynamisches übergeführt.

Das Modell in diesem Kapitel implementiert Preisanpassungskosten in ein dynamisches stochastisches Gleichgewichtsmodell und ist formal an Hairault/Portier (1993) bzw. Ireland (1997) angelehnt. Das Modell kann als ein Beispiel verstanden werden, wie neukeynesianische Elemente mit der Methodik des RBC-Ansatzes verknüpft werden können.[2]

II. Darstellung des Modells

Die Struktur der Modellökonomie

Eine Vielzahl von Haushalten, eine Vielzahl von Unternehmen, die unter der Bedingung vollkommener Konkurrenz ein Endprodukt herstellen, das entweder konsumiert oder investiert werden kann; ein Kontinuum von Unternehmen, die Zwischenprodukte produzieren sowie eine monetäre Institution sind die Akteure der Modellökonomie. Die Modellstruktur erlaubt es, die Haushalte und Produzenten des Endguts formal durch einen repräsentativen Haushalt bzw. einen repräsentativen Produzenten des Endguts zu beschreiben. Bezüglich der Haushalte wird angenommen, dass sie ihren Nutzen aus dem Konsum von Gütern, der Haltung von Realkasse und durch den Konsum von Freizeit erzielen. Die Haushalte sind Eigentümer des gesamtwirtschaftlichen Kapitalstocks, den sie an die Produzenten der Zwischengüter unter der Bedingung vollkommener Konkurrenz verleihen. Zudem bieten sie unter der Bedingung vollkommener Konkurrenz Arbeit an, die ebenfalls von den Produzenten der Zwischengüter nachgefragt wird. Bezüglich der Zwischenproduktunternehmen, die unter der Bedingung monopolistischer Konkurrenz ihren Gewinn maximieren, wird angenommen, dass sie Arbeit und Kapital einsetzen, um „begrenzt" substituierbare Güter zu produzieren („begrenzt", da die Substitutionselastizität kleiner unendlich ist). Diese Unternehmen stehen nicht in vollkommener Konkurrenz zueinander und können daher ihren gewinnmaximalen Preis setzen. Annahmegemäß entstehen diesen Produzenten Kosten, wenn sie aufgrund veränderter Rahmenbedingungen einen neuen gewinnmaximalen Preis setzen. Die begrenzt substituierbaren Güter stellen Zwischenprodukte dar, die vom repräsentativen Unternehmen im

[2] Die formale Struktur kann als eine dynamische Erweiterung des statischen Modellrahmens von *Blanchard/Kiyotaki* (1987) interpretiert werden.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Endgutsektor als Einsatzfaktoren eingesetzt werden. In jeder Periode t existieren in dieser Ökonomie demnach folgende Güter: Aggregierte Arbeit, ein aggregierter Kapitalstock, ein aggregiertes Konsumgut, ein aggregiertes Investitionsgut, Geld (Realkasse) sowie ein Kontinuum an Zwischengütern, die durch den Index $i \in [0,1]$ gekennzeichnet werden.

Die Haushalte

Im Folgenden wird ein repräsentativer Haushalt betrachtet, der Zeitpfade für Konsum, Freizeit und reale Geldhaltung unter Berücksichtigung seiner Budgetrestriktion wählt. Sein Gesamtnutzen ist gegeben durch

$$U = E_t\left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t, l_t, m_t)\right], \tag{4.1}$$

wobei die Gegenwartspräferenz des Haushalts durch den Diskontfaktor $0 < \beta < 1$ zum Ausdruck gebracht wird.

c_t stellt den Konsum des Endprodukts dar, l_t symbolisiert den Konsum an Freizeit, $m_t \equiv M_t / P_t$ repräsentiert die Realkasse, die vom Haushalt nachgefragt wird. M_t symbolisiert hierbei die nominale Geldmenge und P_t das aggregierte Preisniveau.[3] Zu Beginn der Periode t besitzt der Haushalt einen Bestand an Realkasse m_{t-1} sowie einen Kapitalstock von k_{t-1}.

Der repräsentative Haushalt teilt seine verfügbare Zeit in gearbeitete Stunden n_t^H und in Freizeit l_t auf.[4] Die Gesamtzeit wird auf Eins normiert, so dass der Haushalt die Restriktion $n_t^H + l_t = 1$ zu beachten hat. In jeder Periode bietet der Haushalt dem Produzenten der Zwischengüter i, $i \in [0,1]$, $n_t^H(i)$ Arbeitsstun-

[3] Um etwaige Verwechslungen zu vermeiden, werden die *nominale* Geldmenge *M*, die Investitionen *I* und die Preisvariablen *P* bzw. *P(i)* mit Großbuchstaben gekennzeichnet. Die Groß- bzw. Kleinschreibung dient daher nicht (wie in einigen Texten) dazu, individuelle Variablen von aggregierten Variablen abzuheben.

[4] Um die Entscheidungsvariablen der Haushalte von denen der Unternehmen zu unterscheiden, werden im Folgenden mit "^{H}" die Entscheidungsvariablen der Haushalte bezeichnet und mit "^{U}" diejenigen der Unternehmen. Bei Variablen, die nur Haushalte oder Unternehmen betreffen, wird auf eine Indexierung verzichtet.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

den an, die er ihm gegen Zahlung des Nominallohns $P_t w_t$ zur Verfügung stellt. Das gesamte Arbeitsangebot des Haushalts ist $n_t = \int_0^1 n_t^H(i)\,di$.

Der Haushalt ist annahmegemäß Eigentümer des aggregierten Kapitalstocks. Das Kapital wird vom Haushalt akkumuliert und gegen eine nominale Zinszahlung $P_t r_t k_{t-1}$ dem Produzenten der Zwischengüter i zur Verfügung gestellt. Analog zum Arbeitsmarkt gilt $k_{t-1} = \int_0^1 k_{t-1}^H(i)\,di$.

Werden mit I_t die in t getätigten Bruttoinvestitionen bezeichnet, so entwickelt sich das Kapital gemäß folgender Beziehung:

$$k_t = (1-\delta)k_{t-1} + I_t,$$

wobei mit $0 \le \delta \le 1$ die Abschreibungsrate des Kapitals bezeichnet wird. Bestehendes Kapital wird demnach in jeder Periode mit einer konstanten Rate δ abgeschrieben.

Neben dem Arbeits- und Kapitaleinkommen erhält der Haushalt einen Transfer vom Staat in Höhe von τ_t sowie die nominalen Gewinne Π_t, die bei den Produzenten der Zwischengüter anfallen und in jeder Periode ausgeschüttet werden. Es gilt $\Pi_t = \int_0^1 \Pi_t(i)\,di$.

Der Haushalt verwendet sein Einkommen, um seinen Konsum zu finanzieren sowie Kapital und Bargeld in die nächste Periode zu transferieren. Die Budgetrestriktion des Haushalts lässt sich damit wie folgt formulieren:

$$P_t r_t k_{t-1} + P_t w_t n_t + M_{t-1} + \tau_t + \Pi_t = P_t c_t + P_t I_t + M_t,$$

bzw.

$$P_t(1 + r_t - \delta)k_{t-1} + P_t w_t n_t + M_{t-1} + \tau_t + \Pi_t = P_t c_t + P_t k_t + M_t \tag{4.2}$$

wobei P_t den Preis des produzierten Endprodukts in Geldeinheiten repräsentiert.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Die Unternehmen

Auf der Produktionseite der Wirtschaft wird unterstellt, es existiere eine unendliche Anzahl an identischen Unternehmen, die das Endprodukt produzieren. Die repräsentative Unternehmung erstellt ihr Gut mithilfe der folgenden Produktionsfunktion:

(4.3)
$$y_t = \left[\int_0^1 y_t(i)^{(\theta-1)/\theta} di \right]^{\theta/(\theta-1)}$$

wobei y_t das Endprodukt und $y_t(i)$ ein Zwischenprodukt vom Typ i repräsentiert und $\theta > 1$ gilt. Die Substitutionselastizität zwischen den Gütern beträgt daher $-\theta$.

Die Produzenten der Zwischengüter i verwenden eine Technologie mit konstanten Skalenerträgen: $y_t(i) = f\left(k_{t-1}^U(i), n_t^U(i), z_t\right)$. $k_{t-1}^U(i)$ ist das in der Produktion eingesetzte Kapital und $n_t^U(i)$ die Arbeitszeit. Die totale Faktorproduktivität unterliegt stochastischen Schwankungen, wobei z_t als stationärer Prozess modelliert wird:

(4.4)
$$\log z_t = (1-\psi_z)\log \bar{z} + \psi_z \log z_{t-1} + \varepsilon_t^z \ .$$

Bezüglich des stochastischen Prozess wird zudem angenommen, dass $\varepsilon_t \sim i.i.d.N(0,\sigma^2)$ sowie $0 < \psi_z < 1$.

Die monetäre Institution

Die Aufgabe der Zentralbank besteht darin, in jeder Periode t Geld bereitzustellen. Das Geldangebot M_t wächst in jeder Periode mit der exogenen Rate g_t, so dass $M_t = (1+g_t)M_{t-1}$. Neu kreiertes Geld wird an den Haushalt pauschal ausgeschüttet, mithin gilt für den repräsentativen Haushalt $\tau_t = M_t - M_{t-1}$. Ausgehend von der Wachstumsrate der Geldmenge, lässt sich die Entwicklung der realen Geldmenge wie folgt darstellen:

(4.5)
$$m_t = \frac{1+g_t}{1+\pi_t} m_{t-1} \ ,$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

wobei $\pi_t = (P_t - P_{t-1})/P_{t-1}$ die Inflationsrate darstellt. Für die spätere Analyse ist es zweckmässig $\varpi_t = g_t - \bar{g}$ zu definieren, wobei "$\bar{\ }$" im Folgenden den steady state einer Variable symbolisiert; ϖ_t ist mithin die Abweichung der Wachstumsrate der Geldmenge von ihrer steady state Wachstumsrate. In Anlehnung an Walsh (1998, S. 69) wird diese Abweichung als stochastischer Prozess modelliert, der in logarithmierter Form wie folgt dargestellt werden kann:

(4.6) $$\varpi_t = \psi_\varpi \varpi_{t-1} + \phi_z z_{t-1} + \varepsilon_t^\varpi ,$$

wobei $0 \le \psi_\varpi < 1$, $\bar{z} = 1$ und $\varepsilon_t^\varpi \sim i.i.d.N\left(0, \sigma_\varpi^2\right)$.

Die Zeitindexierung des stochastischen Prozesses macht deutlich, dass der Haushalt die Realisation von ϖ_t kennt, wenn er die optimalen Zeitpfade für Konsum, Freizeit, Realkasse und Kapitalstock wählt.

Das Optimierungskalkül des Haushalts und der Unternehmen

Das Maximierungsproblem des Haushalts lautet

(4.7) $$\max_{\{c_t, l_t, k_t, m_t\}_{t=0}^{\infty}} E_t \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u\left(c_t, m_t, 1 - n_t\right) \right\}$$

unter der Nebenbedingung

(4.8) $$\left(1 + r_t - \delta\right) k_{t-1} + w_t n_t + \frac{M_{t-1}}{P_t} + \frac{\tau_t}{P_t} + \frac{\Pi_t}{P_t} = c_t + k_t + \frac{M_t}{P_t} .$$

Hieraus lassen sich die Bedingungen erster Ordnung ableiten. Sie lauten:[5]

(4.9) $$u_c\left(c_t, m_t, 1 - n_t\right) = \lambda_t ,$$

[5] Das Subskript $_x$ kennzeichnet die partielle Ableitung einer Funktion nach der Variablen x.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

(4.10) $$u_l\left(c_t, m_t, 1-n_t\right) = \lambda_t w_t ,$$

(4.11) $$\lambda_t = \beta E_t \lambda_{t+1}\left(1 + r_{t+1} - \delta\right),$$

(4.12) $$u_m\left(c_t, m_t 1-n_t\right) + \beta E_t \frac{\lambda_{t+1}}{1+\pi_{t+1}} = \lambda_t ,$$

wobei $\lambda_t = \Lambda_t / \beta^t$ und Λ_t der Lagrange-Multiplikator der Budgetrestriktion ist.

Der Produzent des Endguts agiert auf einem Markt vollkommener Konkurrenz. In jeder Periode wählt er gewinnmaximal $y_t(i)$ für alle $i \in [0, 1]$:

(4.13) $$\max_{y_t(i)} \; P_t y_t - \int_0^1 P_t(i) y_t(i)\, di ,$$

wobei P_t den Preis des produzierten Endprodukts in Geldeinheiten repräsentiert und $P_t(i)$ den Preis der produzierten Zwischenprodukte. Aus dem Maximierungskalkül lassen sich die Nachfragefunktionen nach den Zwischengütern i ableiten. Sie lauten:[6]

(4.14) $$y_t^d(i) = \left[\frac{P_t(i)}{P_t}\right]^{-\theta} y_t .$$

Die Marktform der vollkommenen Konkurrenz impliziert für den Produzenten des Endprodukts Gewinne in Höhe von Null. Für das Preisniveau des Endprodukts ergibt sich hieraus

(4.15) $$P_t = \left[\int_0^1 P_t(i)^{1-\theta}\, di\right]^{1/1-\theta}$$

[6] "d" steht für Nachfrage, "s" für Angebot.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Die Produzenten der Zwischengüter $y(i)$ produzieren gemäß der Cobb-Douglas Funktion

(4.16) $$y_t^s(i) = z_t \left(k_{t-1}(i)\right)^{\alpha} \left(n_t(i)\right)^{1-\alpha}$$

und agieren auf Märkten unvollkommener Konkurrenz. Da jedem Produzenten Kosten entstehen, wenn der Güterpreis geändert wird, sehen sich die Produzenten der Zwischengüter einer Anpassungskostenfunktion gegenüber, die – in Einheiten des Endprodukts gemessen – wie folgt formuliert wird:

(4.17) $$\frac{\phi_P}{2}\left[\frac{P_t(i)}{P_{t-1}(i)} - 1\right]^2 y_t \text{, mit } \phi_P > 0 .$$

Im Unterschied zu etwaigen Menü-Kosten, die fix mit jeder Preisveränderung anfallen, formalisiert Gleichung (4.17.) sowohl Kosten der Preisanpassung per se als auch die negativen Einflüsse, die von Preisveränderungen auf die Beziehung von Anbietern und Nachfragern ausgehen. Diese Einflüsse steigen mit der Höhe der Preisänderungen und der Menge, die gekauft wird (vgl. Rotemberg 1982, S. 1190). Durch die Anpassungskosten bedingt, lösen sowohl die Haushalte als auch die Unternehmen ein dynamisches Optimierungsproblem. Die zu maximierende Gewinnfunktion der Zwischengutproduzenten lautet:

(4.18) $$\max\ E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{\lambda_t \Pi_t(i)}{P_t} ,$$

wobei $\beta^t \lambda_t / P_t$ den Grenznutzen des repräsentativen Haushalts in der Periode t widerspiegelt, den eine zusätzliche Geldeinheit (in Gütereinheiten) stiftet (vgl. Ireland 1997, S. 89).[7] Die nominalen Gewinne $\Pi_t(i)$ sind definiert als:

[7] Für eine alternative Interpretation siehe *Maussner* (1998, S. 36).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

(4.19)
$$\Pi_t(i) = P_t(i)y_t(i) - P_t w_t n_t^U(i) - P_t r_t^K k_{t-1}^U(i) - P_t \frac{\phi_P}{2}\left[\frac{P_t(i)}{P_{t-1}(i)} - 1\right]^2 y_t .$$

Bei der Maximierung der Gewinnfunktion muss das Unternehmen die Absatzbeschränkung

(4.20)
$$y_t^s(i) = f\left(k_{t-1}^U(i), n_t^U(i), z_t\right) = \left[\frac{P_t(i)}{P_t}\right]^{-\theta} y_t = y_t^d(i)$$

berücksichtigen. Die sich aus dem Optimierungskalkül ergebenden Bedingungen erster Ordnung lauten:

(4.21)
$$\xi_t f_k\left(k_{t-1}^U(i), n_t^U(i), z_t\right) = \lambda_t r_t ,$$

(4.22)
$$\xi_t f_n\left(k_{t-1}^U(i), n_t^U(i), z_t\right) = \lambda_t w_t ,$$

(4.23)
$$\lambda_t(1-\theta)\left[\frac{P_t(i)}{P_t}\right]^{-\theta}\frac{y_t}{P_t} - \lambda_t \phi_P\left[\frac{P_t(i)}{P_{t-1}(i)} - 1\right]\frac{y_t}{P_{t-1}(i)} + \xi_t\theta\left[\frac{P_t(i)}{P_t}\right]^{-\theta-1}\frac{y_t}{P_t}$$
$$+ \beta E_t\left\{\lambda_{t+1}\phi_P\left[\frac{P_{t+1}(i)}{P_t(i)} - 1\right]y_{t+1}\frac{P_{t+1}(i)}{[P_t(i)]^2}\right\} = 0,$$

wobei ξ_t den (mit β^t diskontierten) Lagrange-Multiplikator der Nebenbedingung widerspiegelt. Aus den Gleichungen (4.21.) und (4.22.) erkennt man jeweils, dass das Grenzprodukt nicht dem Faktorentgelt gleicht. Aufgrund der Monopolstellung realisieren die Unternehmen eine Profitmarge.

Die Gleichungen (4.21.) und (4.22.) setzen zudem die Grenzrate der Substitution von Kapital und Arbeit dem relativen Faktorpreisverhältnis r_t/w_t gleich. Gleichung (4.23.) spiegelt die optimale Preisentscheidung wider. In einem symmetrischen Gleichgewicht, wenn $P_t = P_t(i)$ für alle $i \in [0,1]$, folgt, dass $\lambda_t/\xi_t \equiv \mu_t$ den Aufschlag (*markup*) wiedergibt, der aus dem monopolistischen Spielraum des Unternehmens resultiert. Aus Gleichung (4.23.) geht hervor, dass für $\phi_P = 0$ dieser markup eine Konstante ist, es gilt dann $\mu = \theta/(\theta - 1)$.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Das symmetrische Marktgleichgewicht

Das symmetrische Gleichgewicht bei rationalen Erwartungen ist gegeben durch die Entscheidungsregeln der Unternehmen und der Haushalte sowie den Markträumungsbedingungen: die Haushalte maximieren ihren Nutzen unter Berücksichtigung der Budgetrestriktion; die Produzenten des Endprodukts maximieren ihre Gewinnfunktion durch die optimale Wahl der Zwischenprodukte; die Produzenten der Zwischenprodukte maximieren ihre Gewinnfunktion durch den optimalen Einsatz von Arbeit und Kapital sowie durch die optimale Wahl des eigenen Absatzpreises $P_t(i)$. In jeder Periode existiert ein Reallohnsatz w_t und ein Realzins r_t, der jeweils den Arbeits- bzw. Kapitalmarkt räumt. Des Weiteren existiert ein Preisvektor $\{P_t(i)\}$ für $i \in [0, 1]$, der den Gütermarkt für die Zwischenprodukte räumt sowie ein Preis P_t, der das Angebot und die Nachfrage auf dem Gütermarkt für das Endprodukt in Übereinstimmung bringt. Auf den Faktormärkten gilt in jeder Periode t

(4.24) $$\int_0^1 n_t^U(i)\,di = \int_0^1 n_t^H(i)\,di = n_t\,,$$

(4.25) $$\int_0^1 k_{t-1}^U(i)\,di = \int_0^1 k_{t-1}^H(i)\,di = k_{t-1}\,.$$

Gleichermaßen gilt für den Markt für Zwischengüter:

(4.26) $$\int_0^1 y_t^s(i)\,di = \int_0^1 y_t^d(i)\,di\,.$$

Die Markträumung auf dem Gütermarkt für das Endprodukt impliziert, dass die von dem Unternehmen geplante Produktion vom Haushalt auch nachgefragt wird:

$$y_t^d = y_t^s \equiv y_t\,,$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

wobei sich die aggregierte Nachfrage aufgrund der realen Anpassungskosten wie folgt formulieren lässt:

(4.27)
$$y_t = c_t + I_t + \frac{\phi_P}{2}\left[\frac{P_t(i)}{P_{t-1}(i)} - 1\right]^2 y_t$$

$$= c_t + k_t - (1-\delta)k_{t-1} + \frac{\phi_P}{2}\left[\frac{P_t(i)}{P_{t-1}(i)} - 1\right]^2 y_t .$$

Die Transfers der monetären Institution an den repräsentativen Haushalt werden durch die Geldschöpfung $\tau_t = g_t M_t$ finanziert. Im Gleichgewicht wächst die nominale Geldmenge mit der Rate g, während die reale Geldmenge im Gleichgewicht konstant bleibt.

In einem symmetrischen Gleichgewicht verlangen alle Produzenten der Zwischengüter denselben relativen Preis, das heißt $P_t(i) = P_t(j)$ für $i, j \in [0, 1]$. Aufgrund der Symmetrie folgt $P_t(i) = P_t(j) = P_t$ für $i, j \in [0, 1]$, $n_t(i) = n_t$ bzw. $k_{t-1}(i) = k_{t-1}$.

Die Bedingungen erster Ordnung der Zwischengutproduzenten lauten dann:

(4.28)
$$\xi_t f_k(k_{t-1}, n_t, z_t) = \lambda_t r_t ,$$

(4.29)
$$\xi_t f_n(k_{t-1}, n_t, z_t) = \lambda_t w_t ,$$

(4.30)
$$\lambda_t(1-\theta) - \lambda_t \phi_P\left[\frac{P_t}{P_{t-1}} - 1\right]\frac{P_t}{P_{t-1}} + \xi_t\theta$$
$$+ \beta E_t\left\{\lambda_{t+1}\phi_P\left[\frac{P_{t+1}}{P_t} - 1\right]\frac{y_{t+1}}{y_t}\frac{P_{t+1}}{P_t}\right\} = 0.$$

Unter Berücksichtigung der Gleichgewichtsbedingungen lassen sich die Optimalitätsbedingungen des Haushalts und der Zwischengutproduzenten folgendermaßen zusammenfassen:

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

(4.31) $$u_c(c_t, 1-n_t, m_t) = u_m(c_t, 1-n_t, m_t) + \beta E_t\left(\frac{u_c(c_{t+1}, 1-n_{t+1}, m_{t+1})}{1+\pi_{t+1}}\right),$$

(4.32) $$u_c(c_t, 1-n_t, m_t) = \beta E_t R_{t+1} u_c(c_{t+1}, 1-n_{t+1}, m_{t+1}),$$

(4.33) $$u_c(c_t, 1-n_t, m_t)\frac{1}{\mu_t} f_n(k_{t-1}, n_t, z_t) = u_l(c_t, 1-n_t, m_t)$$

mit

(4.34) $$R_t = \frac{1}{\mu_t} f_k(k_{t-1}, n_t, z_t) + 1 - \delta .$$

Die Gleichungen lassen sich wie folgt interpretieren: da die zur Verfügung stehenden Ressourcen auf Konsum, physisches Kapital und Geld verteilt werden, müssen die nachgefragten Größen jeweils denselben Grenznutzen stiften. Aus der Optimalitätsbedingung (4.31.) geht hervor, dass der Grenznutzen des Geldes zum Zeitpunkt t dem Grenznutzen des Konsums zum Zeitpunkt t gleich sein muss. Der Grenznutzen des Geldes setzt sich dabei aus zwei Komponenten zusammen. Zunächst stiftet Geld direkt Nutzen in Höhe von $u_m(\cdot)$. Darüber hinaus erhöhen sich die Ressourcen in $t + 1$ um $P_t/P_{t+1} = 1/(1+\pi_{t+1})$ bzw. auf den Zeitpunkt t bezogen um $\beta/(1+\pi_{t+1})$, so dass der zusätzliche Konsum in $t + 1$, der aus der erhöhten Geldnachfrage in t finanziert werden kann, mit $\beta E_t\left(\frac{u_c(c_{t+1}, 1-n_{t+1}, m_{t+1})}{1+\pi_{t+1}}\right)$ bewertet wird.

Gleichung (4.32.) lässt sich analog interpretieren: der Grenzertrag aus der Akkumulation des Kapitals $\beta E_t R_{t+1} u_c(c_{t+1}, 1-n_{t+1}, m_{t+1})$ ist gleich dem Grenznutzen des Konsums. Gleichung (4.33.) zeigt, dass die Grenzrate der Substitution zwischen Freizeit und Konsum dem Reallohn entspricht.

Das Modell ist ein System nichtlinearer Gleichungen, welches die endogenen Variablen des Modells bestimmt: y_t, c_t, k_t, I_t, m_t, n_t, R_t, w_t, P_t, μ_t und π_t. Exogen bestimmt sind die Variablen z_t sowie ϖ_t (M_t).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Charakterisierung des steady state

Um die dynamischen Eigenschaften des Modells abzuleiten, ist es notwendig, zunächst die steady state Bedingungen zu formulieren. Für den steady state lässt sich aus Gleichung (4.32)

(4.35) $$\overline{R} = \frac{1}{\beta}$$

ableiten, während aus Gleichung (4.5) unmittelbar

(4.36) $$\overline{\pi} = \overline{g}$$

und aus (4.34)

(4.37) $$\overline{R} = 1 + \frac{1}{\overline{\mu}} f_k\left(\overline{k}, \overline{n}, 1\right) - \delta$$

folgt. Die aggregierte Ressourcenbeschränkung lautet:

(4.38) $$\overline{y} = \overline{c} + \delta \overline{k} + \frac{\phi_P}{2} \overline{\pi}^2 \overline{y} \,.$$

Um den steady state präziser beschreiben zu können, müssen die Funktionen spezifiziert werden. Die Produktionsfunktion der Zwischengutproduzenten im symmetrischen Gleichgewicht ist die Cobb-Douglas Funktion der Form:

(4.39) $$y_t = z_t k_{t-1}^{\alpha} n_t^{1-\alpha} \text{ , mit } \alpha \in [0, 1] .$$

Die Nutzenfunktion wird in Anlehnung an Fischer (1979b) und Walsh (1998) gewählt, sie lautet:

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

(4.40)
$$u(c_t, m_t, l_t) = \frac{\left(c_t m_t^b\right)^{1-\Phi}}{1-\Phi} + \Psi \frac{l_t^{1-\eta}}{1-\eta}$$

mit b, η, Φ, $\Psi > 0$ und $b(1-\Phi) < 1$. Für $\Phi = 1$ sind die Präferenzen log-linear in c und m. Die gesamte zur Verfügung stehende Zeit wird auf Eins normiert, so dass $n_t = 1 - l_t$ gilt. King/Plosser/Rebelo (1988) haben gezeigt, dass die oben genannten Präferenzen konsistent mit einem steady state Wachstumspfad sind.[8] Die folgende Tabelle fasst die Variablen im steady state zusammen:

Tabelle 4.1
Steady state

$\overline{R}$	$\frac{\overline{y}}{\overline{k}}$	$\frac{\overline{c}}{\overline{k}}$	$\frac{\overline{m}}{\overline{k}}$	$\frac{\overline{n}}{\overline{k}}$
$\frac{1}{\beta}$	$\frac{\overline{\mu}}{\alpha}\left(\overline{R} - 1 + \delta\right)$	$\frac{\overline{y}}{\overline{k}}\left(1 - \frac{\phi_P}{2}\overline{g}^2\right) - \delta$	$\frac{\Theta b}{\Theta - \beta}\frac{\overline{c}}{\overline{k}}$	$\left(\frac{\overline{y}}{\overline{k}}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}}$

$\Theta = 1 + \overline{g}$ ist der Wachstumsfaktor der nominalen Geldmenge. Aus der Tabelle lässt sich ablesen, dass auch die steady state Werte des Modells mit monopolistischer Konkurrenz Funktionen der Modellparameter sind.

Tabelle 4.1 spiegelt die wesentlichen Charakteristiken des Modells wider. Die Quotienten von Geldmenge zu Kapitalstock sowie Konsum zu Kapitalstock sind abhängig von der Wachstumsrate der Geldmenge, während die anderen Quotienten unabhängig von der Wachstumsrate der Geldmenge sind. Allerdings hängen alle Niveaugrößen via Beschäftigung von der Wachstumsrate der Geldmenge ab. Die steady state Beschäftigung lässt sich aus der Lösung der folgenden Gleichung ableiten (vgl. Walsh 1998, S. 70):

(4.41)
$$\left(1-\overline{n}\right)^{-\eta}\overline{n}^{-\upsilon} = \frac{1}{\overline{\mu}}\frac{1-\alpha}{\Psi}\left(\frac{\Theta b}{\Theta - \beta}\right)^{b(1-\Phi)}\left(\frac{\overline{c}}{\overline{k}}\right)^{\upsilon}\left(\frac{\overline{y}}{\overline{k}}\right)^{\frac{-(\alpha+\upsilon)}{1-\alpha}},$$

[8] Siehe hierzu *King/Plosser/Rebelo* (1988, S. 201-202).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

wobei $\upsilon = b(1-\Phi)-\Phi$. Über die Beschäftigung hängen damit die Gleichgewichtswerte von Konsum, Kapitalstock und Output ebenfalls von der Inflationsrate ab. Die Elastizität des Arbeitsangebots bezüglich Θ ist:

(4.42)
$$-\frac{b(1-\Phi)\beta(1-\bar{n})}{(\Theta-\beta)\left[\eta\bar{n}-\upsilon(1-\bar{n})\right]}.$$

Für die hier gewählte Kalibrierung der Parameter (siehe unten) ist die Elastizität des Arbeitsangebots für $0<\Phi<1$ negativ, da der Grenznutzen des Konsums $u_c = m_t^b / \left(c_t m_t^b\right)^{\Phi}$ für $0<\Phi<1$ steigend in der realen Geldmenge ist. Dies folgt aus $u_{cm} = b(1-\Phi) m_t^{b(1-\Phi)} / c_t^{\Phi} m_t$. Eine höhere Inflation und damit eine geringere Realkasse reduziert den Grenznutzen des Konsums. Aus

$$u_c(c_t, 1-n_t, m_t)\frac{1}{\mu_t} f_n(k_{t-1}, n_t, z_t) = u_l(c_t, 1-n_t, m_t)$$

erkennt man, dass damit eine Reduktion des Arbeitsangebots einhergeht. Für $\Phi > 1$ nimmt der Grenznutzen des Konsums mit abnehmender Realkasse zu, was zu einer Erhöhung des Arbeitsangebots führt.

Ist $\Phi = 1$, dann ist der Nutzen separierbar in Konsum und Geld und Gleichung (4.41.) vereinfacht sich zu:

(4.43)
$$(1-\bar{n})^{-\eta}\bar{n} = \frac{1}{\mu}\frac{1-\alpha}{\Psi}\left(\frac{\bar{c}}{\bar{k}}\right)^{\upsilon}\left(\frac{\bar{y}}{\bar{k}}\right).$$

Der steady state Wert für die Beschäftigung ist damit unabhängig von $\bar{g}$; die Elastizität des Arbeitsangebots ist dementsprechend Null, was aus obiger Formel unmittelbar abgelesen werden kann. Die realen Variablen $\bar{y}$, $\bar{k}$ und $\bar{c}$ sind demzufolge unabhängig von der Wachstumsrate des Geldes. Das Modell ist bezüglich Geld superneutral und spiegelt die klassische Dichotomie wieder.

Ist $\Phi \neq 1$, wird das reale Gleichgewicht von der Inflationsrate mitbestimmt, weil das Arbeitsangebot von der Inflationsrate abhängt.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Kalibrierung des Modells

Die hier gewählte Parameterisierung des Modells ist angelehnt an Ireland (1997) und Walsh (1998). Das kalibrierte Modell ist konsistent mit folgendem Szenario: der Anteil des Kapitals am gesamtwirtschaftlichen Einkommen α beträgt 30%, der Diskontfaktor β ist gewählt worden, um einen Realzins von ungefähr 4% per annum zu gewährleisten, die Abschreibungsrate δ beträgt 10% per annum. Im steady state Gleichgewicht wenden die Haushalte ungefähr 30% ihrer verfügbaren Zeit für Arbeit auf. Die jährliche Wachstumsrate der nominalen Geldmenge $\bar{g}$ beträgt 5%, der Parameter b der Nutzenfunktion ist kompatibel mit einem Quotient von Geldmenge zu Output von ungefähr 20%. θ beträgt 6, so dass der markup der Produzenten mit monopolistischem Spielraum 20% beträgt.

Bezüglich der intertemporalen Substitutionselastizität der Arbeit wird analog zu Walsh (1998) ein Wert von 2,0 zu Grunde gelegt. Da die Haushalte im steady state ein Drittel der verfügbaren Zeit arbeiten, setzt dies einen Wert von $\eta = 1$ voraus.[9] Bezüglich Φ wird alternativ ein Wert von 0,5 bzw. 2,0 gewählt, das entspricht einer intertemporalen Substitutionselastizität des Konsums von 2,0 bzw. 0,5.[10] Mit diesen alternativen Parameterwerten wird geprüft, inwieweit der Transmissionskanal der Flex-Preis-Variante in der hier vorliegenden Modellvariante quantitativ von Bedetung ist. Da die Kosten der Preisanpassung im steady state $\frac{1}{2}\phi_P \bar{\pi}^2 \bar{y}$ betragen, resultieren aus einer zu Grunde gelegten jährlichen steady state Inflationsrate von 5% und aus $\phi_P = 3{,}95$ Kosten der Preisanpassung, die ungefähr 0,030% der gesamtwirtschaftlichen Aktivität betragen. Die folgende Tabelle fasst die Parameter des Modells zusammen:

Tabelle 4.2
Parametrisierung des Modells

α	β	δ	η	b	Φ
0,30	0,99	0,025	1,0	0,005	0,5/2,0

Fortsetzung nächste Seite

[9] Die intertemporale Substitutionselastizität der Arbeit lautet für das vorliegende Modell $E_n = -((\bar{n}-1)/\bar{n})(1/\eta)$.

[10] Die intertemporale Substitutionselastizität des Konsums lautet für das vorliegende Modell $E_c = 1/\Phi$.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Fortsetzung Tabelle 4.2

ϕ_z	Θ	ψ_z	ψ_ϖ	σ	σ_ϖ
-0,15	1,0125	0,95	0,687	0,007	0,00216
θ	ϕ_P				
6,0	3,95				

Lineare Approximation

Um für das vorliegende Modell Impuls-Antwort-Folgen zu simulieren, muss das System von nicht-linearen Differenzengleichungen gelöst werden. Eine Möglichkeit besteht darin, numerische Verfahren wie das Newton-Raphson-Verfahren zu verwenden (z. B. Erceg 1997), eine andere Möglichkeit ist, das Modell (log-)linear um den (stationären) steady-state zu approximieren. In Anlehnung an King/Plosser/Rebelo (1988) oder Campbell (1994) wird das Gleichungssystem log-linearisiert und basierend auf dem Lösungsalgorithmus von Uhlig (1999) simuliert. Das Modell wird mithilfe der Methode unbestimmter Koeffizienten (*method of undetermined coefficients*) als rekursives Gleichungssystem (*recursive equilibrium law of motion*) gelöst.[11]

Das linearisierte Gleichungssystem besteht aus insgesamt zwölf Gleichungen, aus denen die Zeitpfade des Kapitalstocks, der Geldnachfrage, des Outputs, des Konsums, der Beschäftigung, des Realzinses und der Inflationsrate abgeleitet werden können. Das Modell wird durch die exogenen Prozesse für den Produktivitätsschock und die Geldmenge geschlossen. Definiert man die prozentuale Abweichung einer Variablen x von seinem steady state mit $\hat{x}_t = \frac{x_t - \bar{x}}{\bar{x}}$, so lässt sich das Gleichungssystem wie folgt darstellen:

[11] Die grundlegende Idee besteht darin, alle Variablen des Modells als lineare Funktionen eines Vektors von endogenen Variablen $\hat{x}_{t-1}$ und exogenen Variablen v_t darzustellen. Gesucht wird ein rekursives Gleichungssystem, das sich prinzipiell wie folgt darstellen lässt $\hat{x}_t = P\,\hat{x}_{t-1} + Q\,v_t$, wobei P und Q Matrizen symbolisieren. Siehe *Uhlig* (1999) für eine ausführliche Darstellung des Lösungsansatzes.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

(4.44) $$\bar{y}\hat{y}_t = \bar{I}\hat{I}_t + \bar{c}\hat{c}_t + \tfrac{1}{2}\phi_P\bar{\pi}^2\bar{y}\hat{y}_t + \phi_P\bar{\pi}^2\bar{y}\hat{\pi}_t$$

(4.45) $$\bar{k}\hat{k}_t = \bar{I}\hat{I}_t + (1-\delta)\bar{k}\hat{k}_{t-1}$$

(4.46) $$\hat{y}_t = \alpha\hat{k}_{t-1} + (1-\alpha)\hat{n}_t + z_t$$

(4.47) $$\bar{R}\hat{R}_t = \frac{\alpha}{\bar{\mu}}\frac{\bar{y}}{\bar{k}}\left(\hat{y}_t - \hat{k}_{t-1} - \hat{\mu}_t\right)$$

(4.48) $$\hat{y}_t - \Phi\hat{c}_t + b(1-\Phi)\hat{m}_t - \hat{\mu}_t = \left(1 + \eta\frac{\bar{n}}{1-\bar{n}}\right)\hat{n}_t$$

(4.49) $$\hat{m}_t = \hat{m}_{t-1} - \frac{\bar{\pi}}{1+\bar{\pi}}\hat{\pi}_t + \frac{\bar{\pi}}{1+\bar{\pi}}\varpi_t$$

(4.50) $$\hat{w}_t = \hat{y}_t - \hat{n}_t - \hat{\mu}_t$$

(4.51) $$E_t\hat{R}_{t+1} = E_t\left[\Phi\left(\hat{c}_{t+1} - \hat{c}_t\right) - b(1-\Phi)\left(\hat{m}_{t+1} - \hat{m}_t\right)\right]$$

(4.52) $$E_t\hat{R}_{t+1} + \frac{\bar{\pi}}{1+\bar{\pi}}E_t\hat{\pi}_{t+1} = \frac{\Theta-\beta}{\beta}\left(\hat{c}_t - \hat{m}_t\right)$$

(4.53) $$0 = \kappa_1\hat{\mu}_t + \kappa_2\hat{\pi}_t + \kappa_3 E_t\hat{\pi}_{t+1} + \kappa_4 E_t\left(\hat{y}_{t+1} - \hat{y}_t - \hat{R}_{t+1}\right)$$

(4.54) $$z_t = \psi_z z_{t-1} + \varepsilon_t^z$$

(4.55) $$\varpi_t = \psi_\varpi\varpi_{t-1} + \phi_z z_{t-1} + \varepsilon_t^\varpi\ .$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

III. Monetärer Transmissionsmechanismus

Die nachfolgenden Impuls-Antwort-Funktionen in den Abbildungen 4.1 bis 4.5 spiegeln die optimalen Entscheidungen der Haushalte und der Unternehmen für $\Phi = 2{,}0$ wider.[12] Die Variablen Arbeit, Output und Konsum und die Investitionen reagieren positiv auf den expansiven monetären Impuls. Die Impuls-Antwort-Funktion der Inflation veranschaulicht die unmittelbare Anpassung der Güterpreise: nach einer Periode spiegelt sich die Wirkung des monetären Schocks zu einem Großteil in den Preisen wider. Die Impuls-Antwort-Folgen zeigen, dass die Investitionen sensibler als der Output und der Konsum reagieren; der Konsum reagiert schwächer als der Output, was aus der intertemporalen Konsumglättung der Individuen folgt. Im Vergleich zur Flex-Preis-Variante sind die quantitativen Abweichungen der Impuls-Antwort-Folgen größer.

Interessanterweise enthält das Modell keinen lehrbuchtypischen Realkasseneffekt, der zu einer Erhöhung der aggregierten Nachfrage führt. Wie aus Abbildung 4.1 zu erkennen ist, sinkt die Realkasse, wenn auch nur in geringem Umfang. Ein expansiver Effekt entsteht dennoch, da in der Periode des Schocks die zur Verfügung stehenden Ressourcen steigen ($\tau_t \uparrow$). Aufgrund dieses Einkommenseffekts steigt die Nachfrage nach Konsum und Freizeit und damit einhergehend die Nachfrage der Endgutproduzenten nach Zwischengütern sowie die Nachfrage der Zwischengutproduzenten nach Arbeit und Kapital. Der Anstieg der Faktornachfragen führt zu einer Erhöhung des Realzinses und des Reallohns und damit (ceteris paribus) zu einer Reduktion des markup. Die Reduktion des markup seinerseits führt zu einem Preisdruck, der zu einer entsprechenden Anpassung der Preise bzw. Inflation und der Inflationserwartungen führt. Die erhöhte Inflation und die damit reduzierte Realkassenhaltung steigert für $\Phi > 1$ den Grenznutzen des Konsums. Aus Gleichung (4.33.) folgt, dass hiermit eine Erhöhung der Arbeitsangebots einhergeht und damit der ursprünglichen Erhöhung der Freizeitnachfrage entgegenwirkt. Qualitativ ist damit die Reaktion der Variable Arbeit nicht eindeutig festgelegt.

Wie aus den Impuls-Antwort-Funktionen zu erkennen ist, führt eine 1%-Erhöhung der Wachstumsrate des Geldes zu einer Erhöhung des Outputs um ungefähr 0,03%. Dieser Wert liegt deutlich unter den Werten von Hairault/Portier (1993) und Ireland (1997), die bei 0,8-1,0% bzw. 1,6% liegen. Dies lässt sich allerdings darauf zurückführen, dass die genannten Autoren den

[12] Der Parameter Φ der Nutzenfunktion determiniert die intertemporale Substitutionselastizität des Konsums und ist für die dynamischen Eigenschaften der Flex-Preis-Variante von grundlegender Bedeutung.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

monetären Schock auf den Wachstumsfaktor beziehen und nicht (wie jeweils angegeben) auf die Wachstumsrate. Qualitativ sind die Impuls-Antwort-Funktionen kompatibel mit Hairault/Portier (1993).

Wie die Abbildungen 4.1 bis 4.5 erkennen lassen, weist keine der Variablen eine nennenswerte Persistenz auf, das heißt für keine der betrachteten Variablen lässt sich eine signifikante Abweichung vom steady state beobachten, die länger als eine Periode andauert. Lediglich das Zeitprofil des Konsums weist auf eine Konsumglättung hin.

Die Impuls-Antwort-Funktionen reproduzieren ein zentrales Ergebnis der neukeynesianischen Literatur, das insbesondere von Ball/Romer (1990) im Rahmen statischer Modelle herausgearbeitet wurde. Danach ist die Existenz nominaler Rigiditäten in Form von Anpassungskosten (Menü-Kosten) keine hinreichende Bedingung für die Existenz eines sich nur allmählich anpassenden Preisniveaus, zumindest dann nicht, wenn man empirisch plausible Parameterwerte hinsichtlich der Anpassungskosten zu Grunde legt (Ball/Romer 1990, S. 184).

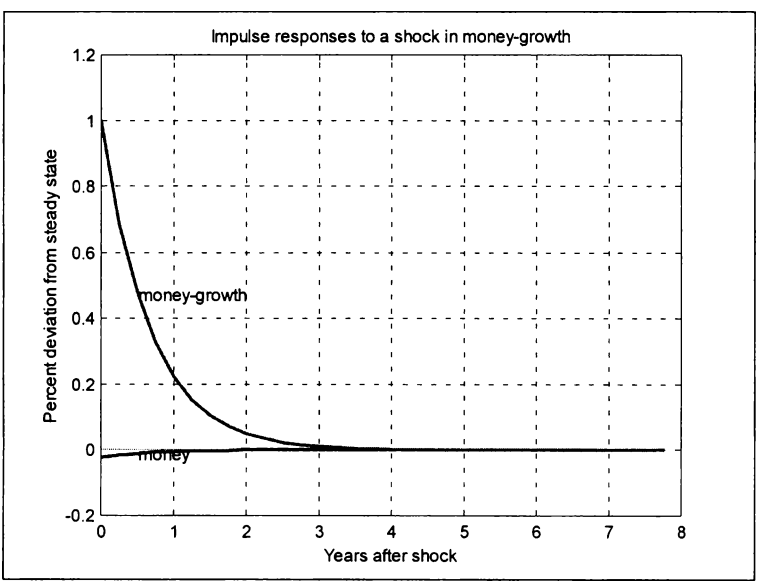

Abbildung 4.1: Impuls-Antwort der Wachstumsrate der Geldmenge und der Realkasse, $\Phi = 2{,}0$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

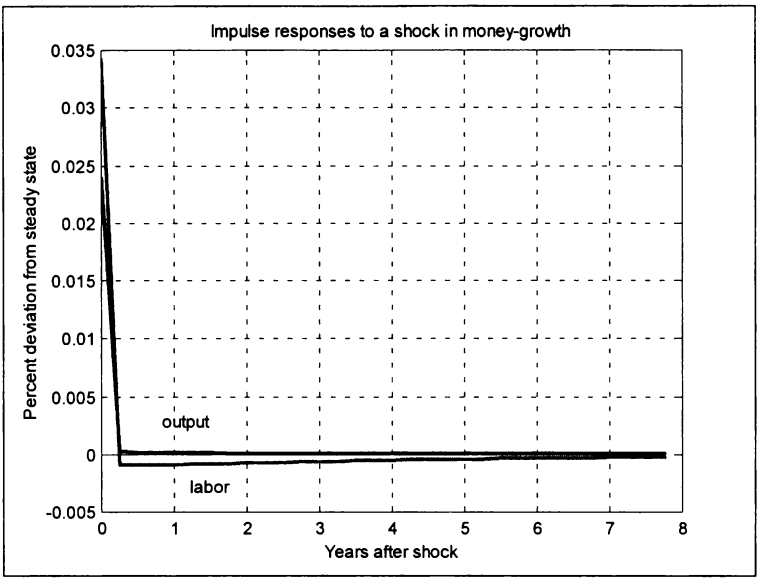

Abbildung 4.2: Impuls-Antwort des Outputs und des Arbeitsvolumens, $\Phi = 2{,}0$

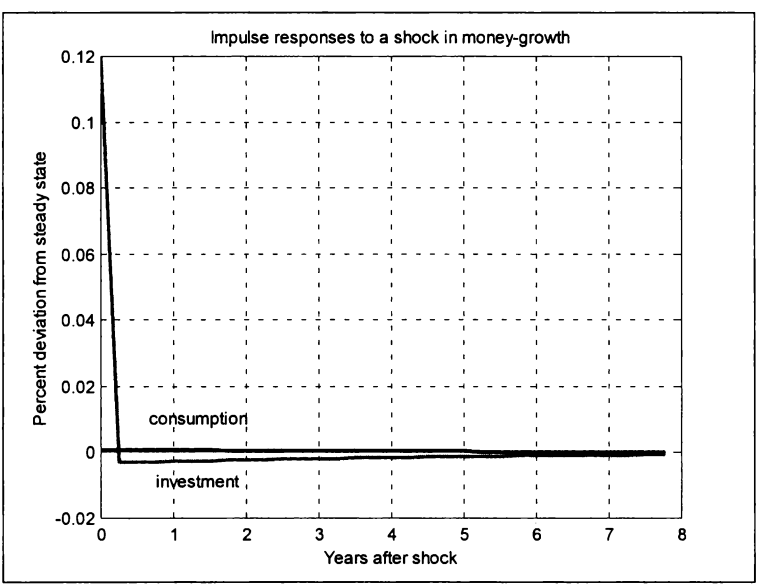

Abbildung 4.3: Impuls-Antwort des Konsums und der Investitionen, $\Phi = 2{,}0$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

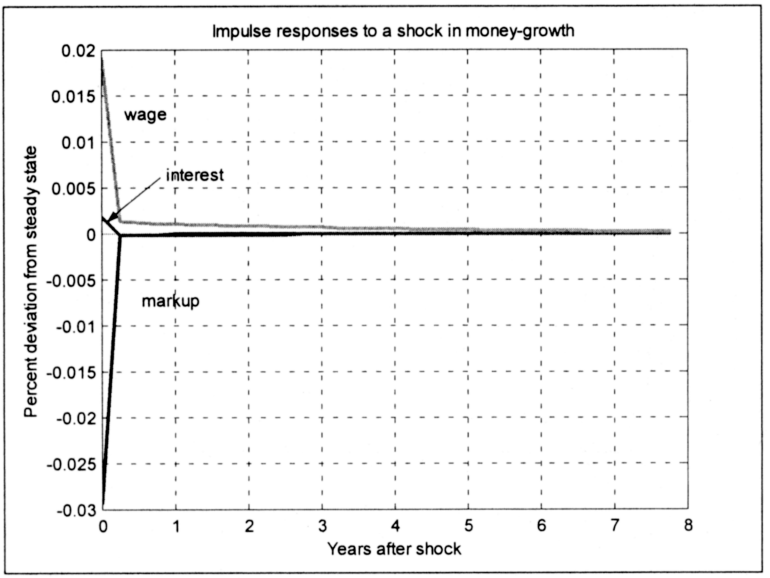

Abbildung 4.4: Impuls-Antwort des Reallohns, des Realzinses und des markup, $\Phi = 2{,}0$

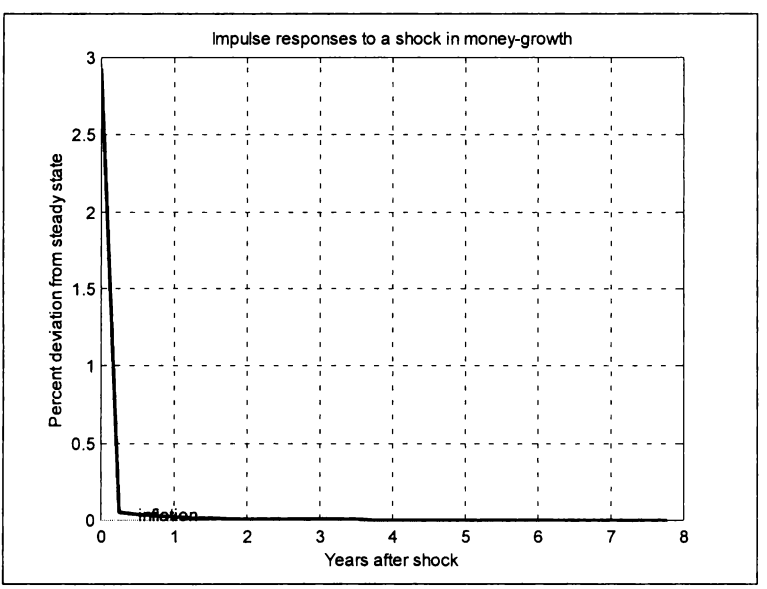

Abbildung 4.5: Impuls-Antwort der Inflationsrate, $\Phi = 2{,}0$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Kosten der Preisanpassung per se garantieren demnach nicht, dass monetäre Impulse zu einer quantitativ bedeutsamen Veränderung der gesamtwirtschaftlichen Aktivität führen. Insbesondere Ball/Romer (1990) betonen, dass als hinreichende Bedingung für die temporäre Aufhebung der klassischen Dichotomie reale Rigiditäten vorliegen müssen.[13] Ihr Argument kann anhand der folgenden Abbildung 4.6 veranschaulicht werden (vgl. Romer 1993, S. 9).

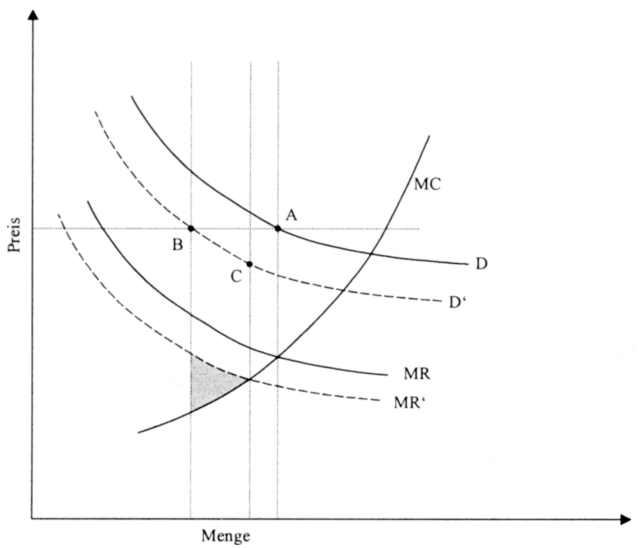

Abbildung 4.6: Anreiz des Unternehmens *i*, den Preis zu verändern

Die Ökononomie ist anfänglich im Gleichgewicht, die Unternehmen setzen ihren gewinnmaximalen Preis (Punkt A). Es sei nun angenommen, das die aggregierte Nachfrage unvorhergesehen zurückgeht, so dass sich die Nachfragefunktion *D* des Unternehmens *i* sich grafisch nach links verschiebt (*D'*), analog hierzu verschiebt sich die Grenzerlöskurve *MR* nach links. Die Grenzkostenkurve *MC* bleibt unverändert. Wenn das Unternehmen *i* seinen Preis nicht ver-

[13] Der Begriff der realen Rigidität wird uneinheitlich definiert. *Ball/Romer* (1990, S. 186) definieren reale Rigidität wie folgt: „*We define a high degree of real rigidity as a ... small responsiveness of an agent's desired real price to changes in aggregate real spending*". Für alternative Definitionen der realen Rigiditäten siehe beispielsweise *Blanchard/Fischer* (1989, S. 374) oder *Heijdra/van der Ploeg* (2002, S. 390).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

ändert, produziert es gemäß der neuen Nachfragekurve D' eine geringere Menge (Punkt B), wobei zu erkennen ist, dass im Punkt B die Grenzerlöse die Grenzkosten übersteigen. Im Punkt B besteht also ein Anreiz, den Preis zu reduzieren und die Outputmenge zu erhöhen. Wie aus der Abbildung 4.6 hervorgeht, kennzeichnet die farbige Fläche den zusätzlichen Gewinn, den das Unternehmen erzielt, wenn es die Preise reduziert und die Menge erhöht. Ist nun die farbige Fläche klein, selbst wenn die aggregierte Nachfrage stark zurückgeht, so ist der Anreiz vergleichsweise gering, den Preis zu reduzieren. Existieren Kosten der Preisanpassung, so können diese, selbst wenn sie vergleichbar gering sind, dazu führen, dass der Anreiz der Preisanpassung verschwindet (offensichtlich darf die schraffierte Fläche nicht allzu groß sein, soll der konstante Preis ein Nash-Gleichgewicht darstellen).

Eine vergleichsweise kleine Fläche bzw. ein vergleichsweise geringer Anreiz, seinen Preis anzupassen, ist vor allem dann zu erwarten, wenn – in der Terminologie der Neukeynesianer – eine reale Rigidität vorliegt, wenn also nur ein geringer Anreiz für das Unternehmen besteht, seinen ursprünglichen gewinnmaximalen Preis, für ein gegebenes aggregiertes Preisniveau, an den neuen gewinnmaximalen Preis anzupassen.[14] Liegt eine reale Rigidität vor und reagiert die Gewinnfunktion des Unternehmens vergleichsweise unsensibel bezüglich alternativer nominaler Preise, fällt die Reduktion des Gewinns aufgrund fehlender Preisanpassung gering aus.

Unter welchen Umständen ist die Existenz einer realen Rigidität zu erwarten? Prinzipiell sind zwei Faktoren von Bedeutung (ausführlicher hierzu Romer 1996, S. 284-285): die Reagibilität der Grenzkosten und die Reagibilität der Grenzerlöse. Reale Rigiditäten bezüglich der Güterpreise liegen dann vor, wenn die Grenzkostenkurve flach verläuft bzw. die Elastizität der Nachfrage mit steigendem Output zunimmt (bzw. der markup mit steigendem Output abnimmt). Nominale Rigiditäten moderaten Ausmaßes in Form von Menü-Kosten per se genügen nicht, um zu begründen, weshalb ein monetärer Impuls zu einer quantitativ bedeutsamen Veränderung der gesamtwirtschaftlichen Aktivität führt.

Durch die Implementierung nominaler Rigiditäten in den vorliegenden Modellrahmen lässt sich dieses Ergebnis auf einen dynamischen Kontext ausweiten. Wie die Impuls-Antwort-Funktionen verdeutlichen, ist durch das Implementieren von Preisanpassungskosten in das Flex-Preis-Modell nicht gewähr-

[14] Mit anderen Worten, eine reale Rigidität liegt dann vor, wenn – für ein gegebenes aggregierte Preisniveau – der ursprüngliche und der neue gewinnmaximale Preis des Unternehmens „nahe" zusammenliegen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

leistet, dass monetäre Impulse eine *persistente* Reaktion der hier betrachteten makroökonomischen Variablen erzeugen. Als wesentlicher Grund kann eine hohe Sensibilität der Produktionskosten auf eine Produktionsausweitung genannt werden. Die Anpassung an den monetären Schock führt – bildhaft dargestellt – zu einer Verschiebung der bedingten Faktornachfragefunktionen nach außen, das heißt die Nachfragen nach Arbeit und Kapital steigen, was zu einer Erhöhung der Grenz- bzw. Stückkosten führt (siehe auch Koenig 1999, S. 13). Zusätzlich entstehen durch die Preisanpassung Kosten, so dass der markup vergleichsweise stark sinkt. Der durch die Preisanpassungskosten modellendogene markup kann zwar prinzipiell als ein zusätzlicher Transmissionskanal interpretiert werden (siehe auch Rotemberg/Woodford 1995, S. 244), allerdings passt sich der markup sehr schnell an und verhindert eine nennenswerte Persistenz. Abbildung 4.4 verdeutlicht, dass der markup prozentual stärker sinkt als der Output steigt, so dass für die Unternehmen ein vergleichsweise großer Anreiz besteht, ihre Preise – trotz Anpassungskosten – zu erhöhen. Der markup entspricht bereits nach einer Periode wieder seinem Flex-Preis-Gleichgewichtswert. Die schnelle Anpassung der Unternehmen spiegelt sich ebenfalls in der Impuls-Antwort der Inflation wider: bereits nach einer Periode hat die Inflation ihren Gleichgewichtswert im Prinzip erreicht.

Als wesentliche Ursache für die schnelle Anpassung des markup und der anderen Variablen an den steady state lassen sich zwei Modelleigenschaften nennen: zum einen die konstante Substitutionselastizität zwischen den Gütern ($-\theta$) zum anderen die bedingten Faktornachfragen bzw. die Stückkosten, die sensibel auf etwaige Veränderungen auf den Faktormärkten reagieren. Beide Modelleigenschaften führen dazu, dass eine nicht vorgenommene Anpassung des Güterpreises zu einer vergleichsweise hohen Gewinnreduktion führt. Daher wird in dieser Modellvariante trotz nominaler Rigiditäten in Form von Anpassungskosten kein quantitativ bedeutsamer Verarbeitungsmechanismus erzeugt, der den monetären Impuls über einen mehrere Perioden anhaltenden Transmissionskanal in den realen Sektor überträgt.

IV. Sensitivitätsanalyse

Der Einfluss einer Steigerung der Preisanpassungskosten auf das Anpassungsprofil des Outputs ist vielleicht überraschend. Wie aus den Abbildungen 4.7 und 4.8 hervorgeht, führt eine Erhöhung der Anpassungskosten zu einer Erhöhung der Abweichung des Outputs vom steady state, da eine Erhöhung der Preisanpassungskosten prinzipiell zu einer langsameren Anpassung der Preise

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

führt, so dass den Haushalten aufgrund des Impulses mehr Ressourcen über einen längeren Zeitraum zur Verfügung stehen.

Wie aus den Abbildungen ebenso hervorgeht, führt aber die Erhöhung der Faktorkosten (nach wie vor) zu einer schnellen Anpassung des markup an den steady state, so dass nach einer Periode der Output nur noch geringfügig von seinem steady state Niveau abweicht. Trotz Erhöhung der Anpassungskosten verändert sich damit das zeitliche Profil des Outputs nur geringfügig. Da mit einer Erhöhung der Preisanpassungskosten eine Reduktion des markup einhergeht, die quantitativ stärker als die Outputabweichung ist, besitzen die Unternehmen (nach wie vor) einen starken Anreiz, die Erhöhung der Kosten über eine entsprechende Erhöhung der Preise zu kompensieren. Eine starke Preisanpassung in der Periode des monetären Impulses ist Ausdruck einer schnellen Anpassung zurück zum steady state.

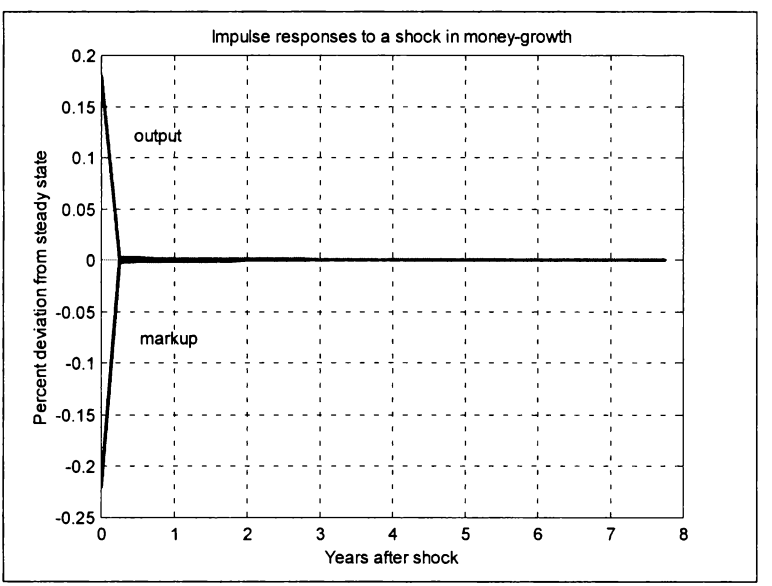

Abbildung 4.7: Impuls-Antwort des Outputs und des markup, $\Phi = 2{,}0$; Anpassungskosten entsprechen ungefähr 0,3 % des Outputs

Da die Implementierung von Preisanpassungskosten zu keiner nennenswerten Veränderung des Anpassungsprofils der Zeitreihen führt, kann zunächst vermutet werden, dass die Übertragungswege des monetären Schocks ähnlich sensibel auf die Kalibrierung des Parameters Φ der Nutzenfunktion reagieren wie die Flex-Preis-Variante.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

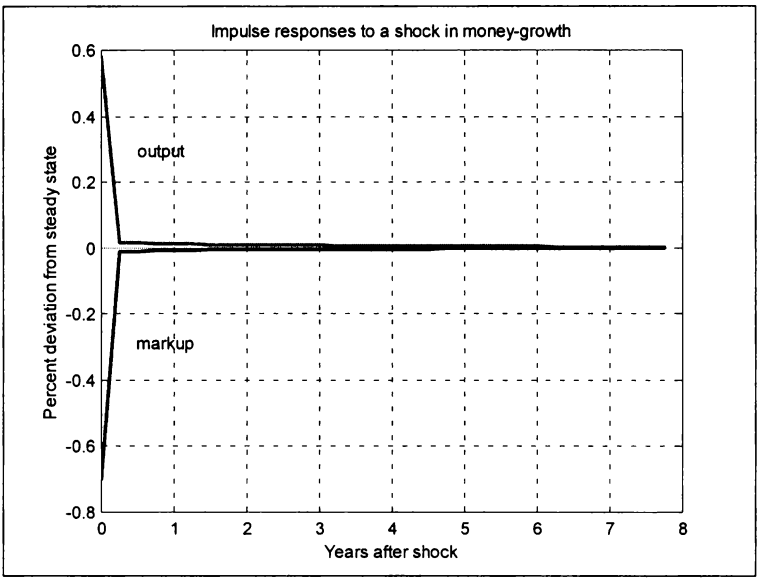

Abbildung 4.8: Impuls-Antwort des Outputs und des markup, $\Phi = 2{,}0$; Anpassungskosten entsprechen ungefähr 3,0 % des Outputs

Da ein expansiver monetärer Impuls zu einem Anstieg der Inflation führt und den repräsentativen Haushalt veranlasst, seine Geldhaltung zu reduzieren, hängt die Veränderung des Grenznutzen des Konsums und damit die Reaktion der Variablen Arbeit und Output maßgeblich davon ab, ob $\Phi < 1$ oder $\Phi > 1$ ist. Je nach dem, ob $0 < \Phi < 1$ oder $\Phi > 1$, reagiert der Output im Rahmen der Flex-Preis-Variante zunächst negativ bzw. positiv auf den expansiven monetären Impuls. Für $0 < \Phi < 1$ ($\Phi = 0{,}5$) wurde im vorigen Kapitel gezeigt, dass die Impuls-Antwort-Folgen des MIU Modells inhaltlich der Anpassung im Rahmen eines CIA Modells entsprechen, also eine entgegengesetzte Aussage hinsichtlich der Anpassung des Outputs implizieren, als wenn den Simulationen ein Paramterwert $\Phi > 1$ ($\Phi = 2$) zu Grunde liegt. Von Interesse ist daher, inwieweit eine Sensitivität des Modells hinsichtlich Φ auch in der Modellvariante mit Anpassungskosten zu beoabachten ist.

Wie die IAF aus den Abbildungen 4.9 bis 4.11 im Vergleich zu den obigen Abbildungen widerspiegeln, ist der Parameter Φ für die Modelldynamik von geringerer Bedeutung als in der Flex-Preis-Variante. Die Unterschiede in den Simulationsergebnissen für $\Phi = 2{,}0$ versus $\Phi = 0{,}5$ sind für die hier vorliegende Modellversion gering und können als weiteres Indiz dafür interpretiert werden, dass die Transmissionskanäle in einem Flex-Preis-Modell von quantitativ untergeordneter Bedeutung sind und durch die Transmissionskanäle, die aufgrund der Anpassungskosten existieren, quantitativ überlagert werden.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

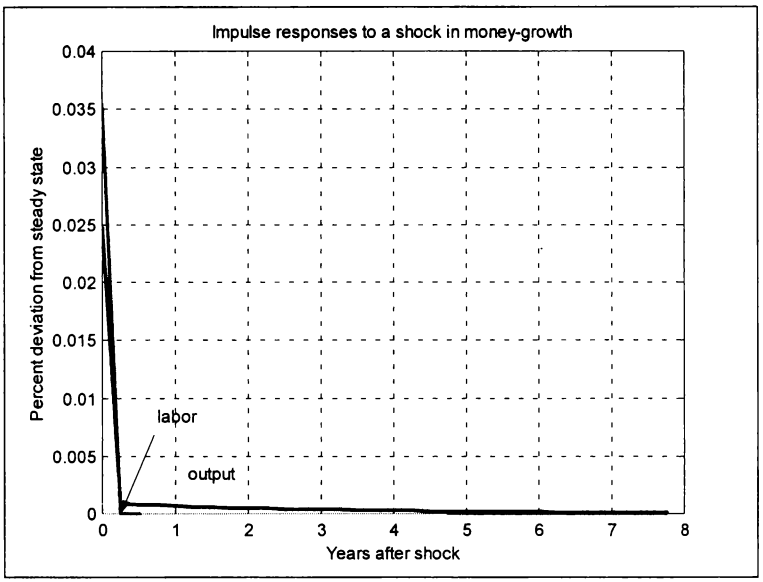

Abbildung 4.9: Impuls-Antwort des Outputs und des Arbeitsvolumens, $\Phi = 0{,}5$

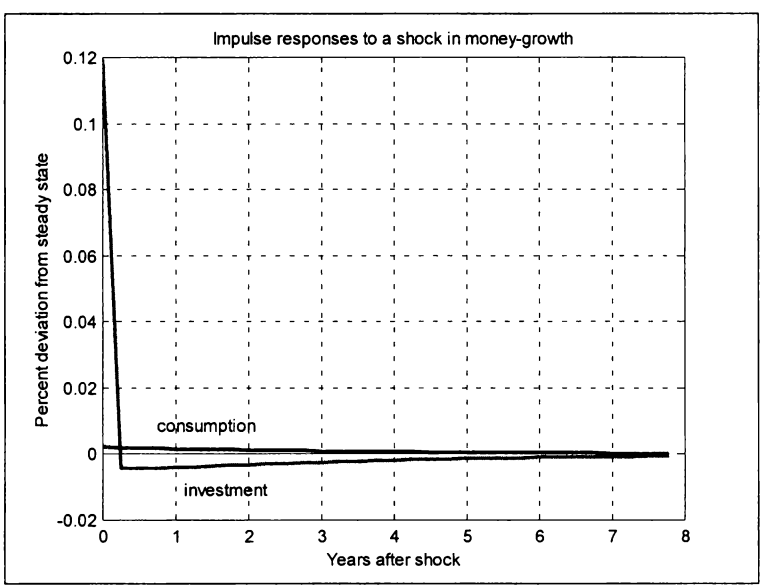

Abbildung 4.10: Impuls-Antwort des Konsums und der Investitionen, $\Phi = 0{,}5$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

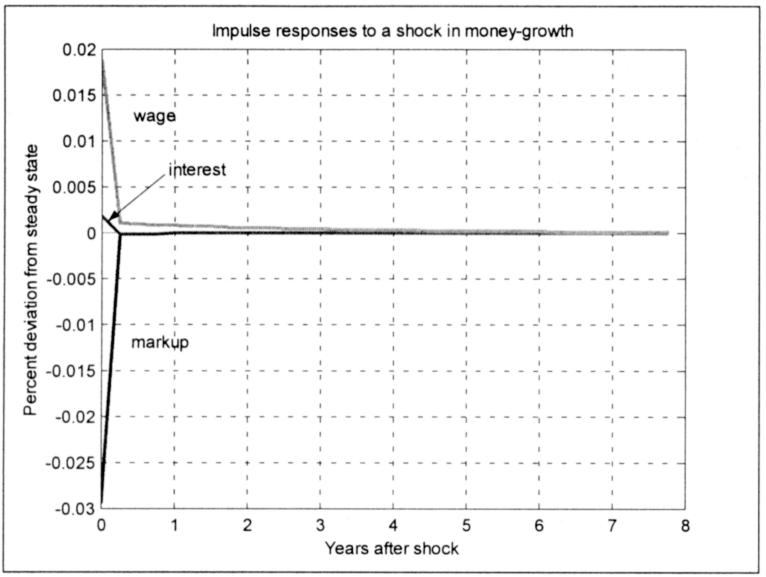

Abbildung 4.11: Impuls-Antwort des Reallohns, des Realzinses und des markup, $\Phi = 0{,}5$

V. Fazit

Die Implementierung von nominalen Rigiditäten in Form von geringen Anpassungskosten ist im Rahmen eines dynamischen stochastischen Gleichgewichtsmodells nicht ausreichend, um die beobachtbare Persistenz monetärer Schocks nachzubilden. Der wesentliche Grund hierfür sind die Anreize auf Seiten der Unternehmen, Variationen des markup (und damit der Stückkosten) über eine entsprechende Variation der Preise an die Nachfrager weiterzugeben. Die Modellsimulationen lassen erkennen, dass die Faktorkosten und damit der markup sensibel auf eine Veränderung der aggregierten Nachfrage reagieren. Interessanterweise verändert sich die Modelldynamik nur unwesentlich, wenn die Anpassungskosten steigen.

Die sehr schnelle Anpassung des markup an den steady-state spiegelt das Fehlen realer Rigiditäten wider, das heißt gewinnmaximierende Unternehmen passen ihre relativen Preise trotz Anpassungskosten sehr schnell an, eine quantitativ bedeutsame und zeitlich andauernde Ausdehnung des Outputs findet nicht statt. Als wesentliche Ursache lassen sich zwei Gründe nennen: zum einen die konstante Substitutionselastizität zwischen den Gütern, zum anderen die Stückkosten, die sensibel auf etwaige Veränderungen auf den Faktormärkten

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

reagieren. Beide Faktoren führen dazu, dass mit der gestiegenen Nachfrage einhergehend die Kosten prozentual stärker als die Erlöse steigen.

Im nächsten Kapitel soll der Frage nachgegangen werden, ob die Einführung einer alternativen Form von Preisinflexibilität auf der Ebene der Unternehemen zu einer verzögerten Anpassung des aggregierten Preisniveaus führt.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

E. Asynchrone Preissetzung

„... staggered contract models continue to provide the most satisfactory match with the key macroeconomic facts."

Taylor (1999)

„Here we find that the staggered price-setting mechanism is not the long-sought solution."

Chari/Kehoe/McGrattan (2000)

I. Einleitung

Plausibel scheint die Annahme, dass aufgrund von Anpassungskosten, Informationsproblemen sowie der Komplexität der Wirtschaftsordnung und des damit verbundenen Koordinationsproblems Güterpreise nicht vollkommen flexibel auf exogene Störungen reagieren. Exogene Schocks, die eine Anpassung des aggregierten Preisniveaus verursachen, erfordern ihrerseits die Anpassung eines komplexen Geflechts von Faktor- und Güterpreisen. Es ist unwahrscheinlich, dass die damit einhergehenden Preisentscheidungen kontinuierlich und zeitlich synchron getroffen werden.[1] Der Anpassungsprozess zu einem neuen Preisniveau erfolgt schrittweise und geht mit einer Veränderung relativer Preise einher. Wenn preissetzende Unternehmen aus strategischen Gründen keine großen Veränderungen der relativen Preise wünschen, vollzieht sich die Anpassung zum neuen Preisniveau (im Anschluss an einen monetären Schock) nur langsam.

In der folgenden Modellformulierung sind die Güterpreise der Unternehmen nicht vollständig flexibel, da die preissetzenden Unternehmen zu unterschiedlichen Zeitpunkten ihre Güterpreise für eine exogen vorgegebene Periode setzen. Dabei wird angenommen, dass sich die preissetzenden Produzenten in vier Gruppen aufteilen lassen, und dass die Unternehmen, wenn sie ihre Preise gesetzt haben, für eine verhältnismäßig kurze Zeit (vier Quartale) ihre Preise nicht verändern können. Der einzige Unterschied zwischen den preissetzenden Un-

[1] Siehe *Taylor* (1999) zur Evidenz der asynchronen Güterpreissetzung.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

ternehmen betrifft die Zeitpunkte, zu denen sie ihre Preise setzen können. Dieser Form der asynchronen Preisfestlegung liegt die Vorstellung zu Grunde, dass Preissetzer aus Wettbewerbsgründen keine großen Veränderungen der relativen Preise zulassen, und die Anpassung der Güterpreise zum neuen Preisniveau sich daher langsam vollzieht. Diese Form der Preisanpassung geht auf Taylor (1980) zurück.[2]

Nachfolgend wird geprüft, ob eine vergleichsweise kurze Fixierung von Güterpreisen auf der Unternehmensebene zu einer zeitlich länger andauernden endogenen aggregierten Preisträgheit führt, die eine zeitlich andauernde (persistente) Reaktion der gesamtwirtschaftlichen Aktivität erlaubt. Die Idee asynchroner Güterpreissetzung ist erstmals von Blanchard (1991, [1983]) formalisiert worden, allerdings wird die Preisfestsetzungsregel exogen spezifiziert. In diesem Kapitel hingegen wird die Preissetzung aus dem Optimierungskalkül der Unternehmen abgeleitet. Die Formulierung des Modells basiert dabei auf Ireland (1997) und Chari/Kehoe/McGrattan (2000).

II. Darstellung des Modells

Die Struktur der Modellökonomie

Eine Vielzahl von Haushalten, eine Vielzahl von Unternehmen, die unter der Bedingung vollkommener Konkurrenz ein Endprodukt herstellen, ein Kontinuum von Unternehmen, die Zwischenprodukte produzieren sowie eine monetäre Institution sind Akteure der Modellökonomie. Die Modellstruktur erlaubt es, die Haushalte und Produzenten des Endprodukts formal durch einen repräsentativen Haushalt bzw. einen repräsentativen Produzenten des Endguts zu beschreiben. Bezüglich der Haushalte wird angenommen, dass sie ihren Nutzen aus dem Konsum von Gütern, der Haltung von Realkasse und durch den Konsum von Freizeit erzielen. Die Haushalte sind Eigentümer des gesamtwirtschaftlichen Kapitalstocks, den sie an die Produzenten der Zwischengüter unter der Bedingung vollkommener Konkurrenz verleihen. Zudem bieten sie unter der Bedingung vollkommener Konkurrenz Arbeit an, die ebenfalls von den Produzenten der Zwischengüter nachgefragt wird. Bezüglich der Zwischenproduktunternehmen, die unter der Bedingung monopolistischer Konkurrenz ihren Gewinn maximieren, wird angenommen, dass sie Arbeit und Kapital einsetzen, um

[2] *Taylor* (1980) hat die Implikationen der asynchronen Preissetzung ursprünglich auf die Fixierung von Geldlöhnen angewandt: unterschiedliche Tarifpartner legen den Geldlohn zu unterschiedlichen Zeiten fest.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

„begrenzt" substituierbare Güter zu produzieren.[3] Diese Unternehmen stehen nicht in vollkommener Konkurrenz zueinander und können daher ihren gewinnmaximalen Preis setzen. Die Produzenten der Zwischengüter sind gleichmäßig auf vier Gruppen aufgeteilt. Annahmegemäß setzen die Produzenten einer Gruppe ihren Güterpreis zeitlich versetzt zu den Produzenten einer anderen Gruppe für jeweils eine exogen vorgegebene Periode von vier Quartalen.[4] Produzenten derselben Gruppe setzen ihren Preis zum selben Zeitpunkt. Durch die asynchrone Preisfestsetzung liegen in jeder Periode t vier unterschiedliche Güterpreise $P(i)$ vor. Die begrenzt substituierbaren Güter stellen Zwischenprodukte dar, die vom repräsentativen Unternehmen im Endgutsektor als Einsatzfaktoren eingesetzt werden. In jeder Periode t existieren in dieser Ökonomie demnach folgende Güter: Aggregierte Arbeit, ein aggregierter Kapitalstock, ein aggregiertes Konsumgut, ein aggregiertes Investitionsgut, Geld (Realkasse) sowie ein Kontinuum an Zwischengütern, die durch den Index $i \in [0,1]$ gekennzeichnet werden.

Die Haushalte

Im Folgenden wird ein repräsentativer Haushalt betrachtet, der Zeitpfade für Konsum, Freizeit und reale Geldhaltung unter Berücksichtigung seiner Budgetrestriktion wählt. Sein Gesamtnutzen ist gegeben durch

$$U = E_t\left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t, l_t, m_t)\right], \tag{5.1}$$

wobei die Gegenwartspräferenz des repräsentativen Haushalts mit dem Diskontfaktor $0 < \beta < 1$ zum Ausdruck gebracht wird. c_t stellt den Konsum des Endprodukts dar, l_t symbolisiert den Konsum an Freizeit, $m_t \equiv M_t / P_t$ repräsentiert die Realkasse, die vom Haushalt nachgefragt wird. M_t symbolisiert hierbei die nominale Geldmenge, P_t das aggregierte Preisniveau.[5] Zu Beginn der Periode t

[3] „begrenzt", da die Substitutionselastizität kleiner unendlich ist.

[4] Im Anhang (Kapitel 8.3) wird das Prinzip der asynchronen Preissetzung am Beispiel eines vereinfachten Taylor-Modells grafisch illustriert.

[5] Um etwaige Verwechslungen zu vermeiden, werden die *nominale* Geldmenge M, die Investitionen I und die Preisvariablen P bzw. $P(i)$ mit Großbuchstaben gekennzeichnet. Die Groß- bzw. Kleinschreibung dient daher nicht (wie in einigen Texten) dazu, individuelle Variablen von aggregierten Variablen abzuheben.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

besitzt der Haushalt einen Bestand an Realkasse m_{t-1} sowie einen Kapitalstock von k_{t-1}.

Der repräsentative Haushalt teilt seine verfügbare Zeit in gearbeitete Stunden n_t^H und in Freizeit l_t auf.[6] Die Gesamtzeit wird auf Eins normiert, so dass der Haushalt die Restriktion $n_t^H + l_t = 1$ zu beachten hat. In jeder Periode bietet der Haushalt dem Produzenten der Zwischengüter i, $i \in [0,1]$, $n_t(i)$ Arbeitsstunden an, die er gegen Zahlung des Nominallohns $P_t w_t$ zur Verfügung stellt. Das gesamte Arbeitsangebot der Haushalte ist $n_t = \int_0^1 n_t^H(i)\,di$.

Annahmegemäß sei unterstellt, dass der Haushalt als Eigentümer des aggregierten Kapitalstocks das Kapital der Ökonomie akkumuliert und es gegen Zahlung eines „nominalen" Zinssatzes $P_t r_t$ den Produzenten der Zwischengüter zur Verfügung stellt. Analog zum Arbeitsmarkt gilt $k_{t-1} = \int_0^1 k_{t-1}^H(i)\,di$.

Werden mit I_t die in t getätigten Bruttoinvestitionen bezeichnet, so entwickelt sich das Kapital gemäß folgender Beziehung:

$$k_t = (1-\delta)k_{t-1} + I_t,$$

wobei mit $0 \le \delta \le 1$ die Abschreibungsrate des Kapitals bezeichnet wird. Bestehendes Kapital wird demnach in jeder Periode mit einer konstanten Rate δ abgeschrieben.

Neben dem Arbeits- und Kapitaleinkommen erhält der Haushalt einen nominalen Transfer vom Staat in Höhe von τ_t sowie die nominalen Gewinne Π_t, die bei den Produzenten der Zwischengüter anfallen und in jeder Periode ausgeschüttet werden. Es gilt $\Pi_t = \int_0^1 \Pi_t(i)\,di$.

Der Haushalt verwendet sein Einkommen, um seinen Konsum zu finanzieren sowie Kapital und Bargeld in die nächste Periode zu transferieren. Die Budgetrestriktion des Haushalts lässt sich damit wie folgt formulieren:

---

[6] Um die Entscheidungsvariablen der Haushalte von denen der Unternehmen zu unterscheiden, werden im Folgenden mit "^{H}" die Entscheidungsvariablen der Haushalte bezeichnet und mit "^{U}" diejenigen der Unternehmen. Bei Variablen, die nur Haushalte oder Unternehmen betreffen, wird auf eine Indexierung verzichtet.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$P_t r_t k_{t-1} + P_t w_t n_t + M_{t-1} + \tau_t + \Pi_t = P_t c_t + P_t I_t + M_t \,,$$

bzw.

$$P_t(1 + r_t - \delta)k_{t-1} + P_t w_t n_t + M_{t-1} + \tau_t + \Pi_t = P_t c_t + P_t k_t + M_t \,, \tag{5.2}$$

wobei P_t den Preis des produzierten Endprodukts in Geldeinheiten repräsentiert.

Die Unternehmen

Auf der Produktionseite der Wirtschaft wird unterstellt, es existiere eine unendliche Anzahl an identischen Unternehmen, die das Endprodukt produzieren. Die repräsentative Unternehmung erstellt ihr Gut mithilfe der folgenden Produktionsfunktion:

$$y_t = \left[\int_0^1 y_t(i)^{(\theta-1)/\theta} di \right]^{\theta/(\theta-1)} \,, \tag{5.3}$$

wobei y_t das Endprodukt und $y_t(i)$ ein Zwischenprodukt vom Typ i repräsentiert und $\theta > 1$ gilt. Die Substitutionselastizität zwischen den Gütern beträgt daher $-\theta$.

Die Produzenten der Zwischengüter i verwenden eine Produktionsfunktion mit konstanten Skalenerträgen: $y_t(i) = f\left(k_{t-1}^U(i), n_t^U(i), z_t\right)$. $k_{t-1}^U(i)$ ist das zur Produktion eingesetzte Kapital und $n_t^U(i)$ die Arbeitszeit. Die totale Faktorproduktivität unterliegt stochastischen Schwankungen, wobei z_t als stationärer Prozess modelliert wird:

$$\log z_t = (1 - \psi_z)\log \bar{z} + \psi_z \log z_{t-1} + \varepsilon_t^z \,. \tag{5.4}$$

Bezüglich des stochastischen Prozess wird zudem angenommen, dass $\varepsilon_t \sim i.i.d.N\left(0, \sigma^2\right)$ sowie $0 < \psi_z < 1$.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Die monetäre Institution

Die Aufgabe der Zentralbank besteht darin, in jeder Periode t Geld bereitzustellen. Das Geldangebot M_t wächst in jeder Periode mit der exogenen Rate g_t, so dass $M_t = (1+g_t)M_{t-1}$. Neu kreiertes Geld wird an den Haushalt pauschal ausgeschüttet, mithin gilt für den repräsentativen Haushalt $\tau_t = M_t - M_{t-1}$. Ausgehend von der Wachstumsrate der Geldmenge, lässt sich die Entwicklung der realen Geldmenge wie folgt darstellen:

(5.5)
$$m_t = \frac{1+g_t}{1+\pi_t} m_{t-1},$$

wobei $\pi_t = (P_t - P_{t-1})/P_{t-1}$ die Inflationsrate darstellt. Für die spätere Analyse ist es zweckmäßig $\varpi_t = g_t - \bar{g}$ zu definieren, wobei "$^{-}$" im Folgenden den steady state einer Variable symbolisiert; ϖ_t ist mithin die Abweichung der Wachstumsrate der Geldmenge von ihrer steady state Wachstumsrate. In Anlehnung an Walsh (1998, S. 69) wird diese Abweichung als stochastischer Prozess modelliert, der in logarithmierter Form wie folgt dargestellt werden kann:

(5.6)
$$\varpi_t = \psi_\varpi \varpi_{t-1} + \phi_z z_{t-1} + \varepsilon_t^\varpi,$$

wobei $0 \le \psi_\varpi < 1$, $\bar{z} = 1$ und $\varepsilon_t^\varpi \sim i.i.d.N(0, \sigma_\varpi^2)$.

Die Indexierung des stochastischen Prozesses macht deutlich, dass der Haushalt die Realisation von ϖ_t kennt, wenn er die optimalen Zeitpfade für Konsum, Freizeit, Realkasse und Kapitalstock wählt.

Das Optimierungskalkül des Haushalts und der Unternehmen

Das Maximierungsproblem des Haushalts lautet

(5.7)
$$\max_{\{c_t, l_t, k_t, m_t\}_{t=0}^{\infty}} E_t \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t, m_t, 1-n_t) \right\}$$

unter der Nebenbedingung

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

(5.8) $$(1+r_t-\delta)k_{t-1}+w_t n_t+\frac{M_{t-1}}{P_t}+\frac{\tau_t}{P_t}+\frac{\Pi_t}{P_t}=c_t+k_t+\frac{M_t}{P_t}.$$

Hieraus lassen sich die Bedingungen erster Ordnung ableiten. Sie lauten:[7]

(5.9) $$u_c\left(c_t, m_t, 1-n_t\right)=\lambda_t,$$

(5.10) $$u_l\left(c_t, m_t, 1-n_t\right)=\lambda_t w_t,$$

(5.11) $$\lambda_t=\beta E_t \lambda_{t+1}\left(1+r_{t+1}-\delta\right),$$

(5.12) $$u_m\left(c_t, m_t 1-n_t\right)+\beta E_t \frac{\lambda_{t+1}}{1+\pi_{t+1}}=\lambda_t,$$

wobei $\lambda_t=\Lambda_t/\beta^t$ und Λ_t der Lagrange-Multiplikator der Budgetrestriktion ist.

Das Endproduktunternehmen agiert auf einem Markt vollkommener Konkurrenz. In jeder Periode wählt es gewinnmaximal $y_t(i)$ für alle $i \in [0,1]$:

(5.13) $$\max_{y_t(i)} P_t y_t-\int_0^1 P_t(i) y_t(i)\, di,$$

wobei P_t den Preis des produzierten Endprodukts in Geldeinheiten repräsentiert und $P_t(i)$ den Preis der produzierten Zwischenprodukte. Aus dem Maximierungskalkül lassen sich die Nachfragefunktionen nach den Zwischengütern i ableiten. Sie lauten:[8]

---

[7] Das Subskript $_x$ kennzeichnet die partielle Ableitung einer Funktion nach der Variablen x.

[8] "^{d}" steht für Nachfrage, "^{s}" für Angebot.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

(5.14)
$$y_t^d(i) = \left[\frac{P_t(i)}{P_t}\right]^{-\theta} y_t \,.$$

Die Marktform der vollkommenen Konkurrenz impliziert für den Produzenten des Endprodukts Gewinne in Höhe von null. Für das Preisniveau des Endprodukts ergibt sich hieraus:

(5.15)
$$P_t = \left[\int_0^1 P_t(i)^{1-\theta}\, di\right]^{1/1-\theta}$$

Die Produzenten der Zwischengüter $y(i)$ produzieren gemäß der Cobb-Douglas Funktion

(5.16)
$$y_t^s(i) = z_t\left(k_{t-1}(i)\right)^{\alpha}\left(n_t(i)\right)^{1-\alpha} \,.$$

und agieren auf Märkten unvollkommener Konkurrenz. Annahmegemäß setzen die Produzenten der Zwischengüter für N Perioden die Preise, wobei sich die Struktur der Preise für Zwischengüter wie folgt beschreiben lässt (vgl. Chari/Kehoe/McGrattan 2000, S. 1155).

In jeder Periode t wählen $1/N$ dieser Produzenten einen neuen Preis $P_t(i)$ für N Perioden, das heißt $P_t(i) = P_{t+s}(i)$ für $s = 0, 1, ..., N-1$. Produzenten mit dem Index $i \in \left[0, \frac{1}{N}\right]$ setzen ihren neuen Preis in $0, N, 2N, ...$, während Produzenten mit dem Index $i \in \left[\frac{1}{N}, \frac{2}{N}\right]$ ihre neuen Preise in $1, N+1, 2N+1, ...$, setzen. In jeder Periode t wählen die Unternehmen jeweils einer Kohorte den Preis $P(i)$ von Periode t bis $t+N-1$. Aufgrund des monopolistischen Spielraums ist der eigene Absatzpreis kein Datum. Die Unternehmen verhalten sich nicht als Mengenanpasser, sondern berücksichtigen die Nachfrage der Endproduktthersteller. Das Unternehmen wählt $k_{t-1}^U(i)$ und $n_t^U(i)$, um das Zwischenprodukt kostenminimal zu produzieren, das heißt es minimiert die Stückkosten. Zudem setzt es seinen Absatzpreis für vier Perioden und maximiert (bei gegebenen Stückkosten) seinen Gewinn.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Damit lässt sich das Optimierungsproblem folgendermaßen darstellen:[9]

(5.17) $$\min \frac{\beta^t \lambda_t \mathrm{K}_t(i)}{P_t},$$

wobei $\beta^t \lambda_t / P_t$ den Grenznutzen des repräsentativen Haushalts in der Periode t widerspiegelt, den eine zusätzliche Geldeinheit (in Gütereinheiten) stiftet (vgl. Ireland 1997, S. 89).[10] Die nominalen Kosten $\mathrm{K}_t(i)$ sind definiert als

(5.18) $$\mathrm{K}_t(i) = P_t r_t k_{t-1}^U(i) + P_t w_t n_t^U(i) .$$

Bei der Minimierung der Stückkosten muss das Unternehmen die Bedingung

(5.19) $$f\left(k_{t-1}^U(i), n_t^U(i), z_t\right) = y_t^s(i) = 1$$

berücksichtigen. Die sich aus dem Minimierungsproblem ergebenden Bedingungen erster Ordnung lauten:

(5.20) $$\xi_t f_k\left(k_{t-1}^U(i), n_t^U(i), z_t\right) = \lambda_t r_t ,$$

(5.21) $$\xi_t f_n\left(k_{t-1}^U(i), n_t^U(i), z_t\right) = \lambda_t w_t ,$$

wobei ξ_t ($\xi_t = \Xi_t / \beta^t$) den (diskontierten) Lagrange-Multiplikator bezüglich der Nebenbedingung widerspiegelt und ξ_t / λ_t als Stückkosten interpretiert werden können, die im Folgenden mit υ_t bezeichnet werden.[11] Aus den Gleichun-

[9] Aufgrund der Preissetzung über mehrere Perioden weist das Optimierungskalkül einen intertemporalen Aspekt auf. Das Optimierungsproblem ließe sich – alternativ – analog zum vorigen Kapitel (Gewinnmaximierung) formulieren.

[10] Für eine alternative Interpretation siehe *Maussner* (1998, S. 36).

[11] Die Stückkosten sind demnach 1/markup, siehe beispielsweise auch *Kiley* (1997,1998) oder *Galí* (2000).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

gen (5.20.) und (5.21.) erkennt man, dass die jeweiligen Grenzprodukte aufgrund der Monopolstellung nicht dem jeweiligen Faktorentgelt gleichgesetzt werden. Zudem folgt, dass die Grenzrate der Substitution von Kapital und Arbeit dem relativen Faktorpreisverhältnis r_t / w_t entspricht.

Der Produzent der Zwischengüter setzt für N Perioden seinen Preis und berücksichtigt die Absatzbeschränkung

(5.22)
$$y_t^s(i) = f\left(k_{t-1}^U(i), n_t^U(i), z_t\right) = \left[\frac{P_t(i)}{P_t}\right]^{-\theta} y_t = y_t^d(i) .$$

Die Gewinnfunktion lautet damit:

(5.23)
$$\max_{P_t(i)} \Pi_t(i) = E_t \sum_{j=0}^{t+N-1} \frac{1}{R_{t+j}^j} \left(P_t(i) - P_{t+j} \upsilon_{t+j}\right) \left(\frac{P_t(i)}{P_{t+j}}\right)^{-\theta} y_{t+j} ,$$

wobei R_t den Diskontfaktor darstellt. Hieraus lässt sich folgende optimale Regel hinsichtlich des Preises ableiten:

(5.24)
$$P_t(i) = \frac{\theta}{\theta - 1} \frac{E_t \sum_{j=0}^{t+N-1} R_{t+j}^{-j} P_{t+j}^{1+\theta} \upsilon_{t+j} y_{t+j}}{E_t \sum_{j=0}^{t+N-1} R_{t+j}^{-j} P_{t+j}^{\theta} y_{t+j}} .$$

Wie Gleichung (5.24.) zum Ausdruck bringt, enthält der optimale Preis einen konstanten markup auf den gewichteten Durchschnitt der Stückkosten für die Zeit der Kontraktdauer (siehe auch Huang/Liu 1999, S. 15).

Das symmetrische Marktgleichgewicht

Das symmetrische Gleichgewicht bei rationalen Erwartungen ist gegeben durch die optimalen Entscheidungsregeln der Unternehmen und der Haushalte sowie den Markträumungsbedingungen:

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Die Haushalte maximieren ihren Nutzen unter Berücksichtigung der Budgetrestriktion; die Produzenten des Endprodukts maximieren ihre Gewinnfunktion durch die optimale Wahl der Zwischenprodukte; die Produzenten der Zwischenprodukte maximieren ihre Gewinnfunktion (das heißt sie produzieren kostenminimal) durch den optimalen Einsatz von Arbeit und Kapital sowie durch die optimale Wahl des eigenen Absatzpreises.

In jeder Periode existiert ein Reallohnsatz w_t bzw. ein Zins r_t, der jeweils den Arbeits- bzw. Kapitalmarkt räumt. Des Weiteren existiert ein Preisvektor $\{P_t(i)\}$ für $i \in [0,1]$, der den Markt für Zwischenprodukte räumt sowie ein Preis P_t, der das Angebot und die Nachfrage auf dem Gütermarkt für das Endprodukt in Übereinstimmung bringt. Auf den Faktormärkten gilt damit in jeder Periode t

(5.25) $$\int_0^1 n_t^U(i)\,di = \int_0^1 n_t^H(i)\,di = n_t\,,$$

(5.26) $$\int_0^1 k_{t-1}^U(i)\,di = \int_0^1 k_{t-1}^H(i)\,di = k_{t-1}\,.$$

Die Markträumung auf dem Markt für Zwischengüter impliziert

(5.27) $$\int_0^1 y_t^s(i)\,di = \int_0^1 y_t^d(i)\,di\,.$$

Gleichermaßen erfordert das Gleichgewicht auf dem Gütermarkt für das Endprodukt, dass die von dem Unternehmen geplante Produktion vom Haushalt auch nachgefragt wird:

$$y_t^s = y_t^d \equiv y_t\,.$$

Dabei lautet die aggregierte Nachfrage

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

(5.28) $$y_t = c_t + I_t = c_t + k_t - (1-\delta)k_{t-1}.$$

Die Transfers der monetären Institution an den repräsentativen Haushalt werden durch die Geldschöpfung $\tau_t = g_t M_{t-1}$ finanziert. Im Gleichgewicht wächst die nominale Geldmenge mit der Rate g, während die reale Geldmenge konstant bleibt.

Bei einer Inflationsrate ungleich null verlangen die Produzenten unterschiedlicher Kohorten aufgrund der zeitlich versetzten Festlegung der Absatzpreise nicht denselben Preis. Unternehmen einer Kohorte, die ihren Preis zeitlich vor den Unternehmen einer anderen Kohorte setzen, verlangen einen geringeren nominalen und damit relativen Preis. Aufgrund der unterschiedlichen relativen Preise fragen die Endgutproduzenten bei denjenigen Produzenten vermehrt nach, deren Preissetzung länger zurückliegt. Eine höhere Nachfrage nach Zwischengütern impliziert auf Seiten der Zwischenproduktunternehmen eine höhere Nachfrage nach Arbeit und Kapital. Der Arbeits- und Kapitaleinsatz der Unternehmen unterschiedlicher Kohorten unterscheidet sich damit auch im steady state.[12]

Die Analyse des steady vereinfacht sich daher drastisch, wenn man eine Ökonomie mit einer gleichgewichtigen Inflationsrate von null unterstellt oder – alternativ – eine Indexierung der Preise einführt, so dass trotz asynchroner Preissetzung alle Produzenten der Zwischengüter im steady state denselben Absatzpreis fordern und damit denselben Output absetzen (z. B. Erceg/Henderson/Levin 2000). Beide alternativen Annahmen führen zu einem symmetrischen Gleichgewicht, so dass folgende Bedingungen gelten $P_t(i) = P_t(j) = P_t$ für $i, j \in [0, 1]$, $n_t(i) = n_t$ bzw. $k_{t-1}(i) = k_{t-1}$. Für eine Ökonomie mit einer geringen Inflationsrate ungleich null gilt lediglich $n_t(i) \approx n_t$ bzw. $k_{t-1}(i) \approx k_{t-1}$.[13]

Für den Fall der Symmetrie vereinfachen sich die Bedingungen erster Ordnung der Zwischengutproduzenten wie folgt:

(5.29) $$\upsilon_t f_k(k_{t-1}, n_t, z_t) = r_t\,,$$

[12] Das gilt, solange eine Inflationsrate ungleich null zu Grunde gelegt wird.

[13] Den Simulationen in diesem Kapitel liegt diese Approximation zu Grunde. Wie die untenstehende Sensitivitätsanalyse verdeutlicht, werden die wesentlichen Aussagen dadurch nicht beeinflusst. Siehe hierzu auch *Kiley* (1997, S. 5 und 1998, S. 5).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

(5.30) $$\upsilon_t f_n(k_{t-1}, n_t, z_t) = w_t \,,$$

mit $\xi_t / \lambda_t \equiv \upsilon_t$. Im symmetrischen Gleichgewicht lassen sich die Optimalitätsbedingungen des Haushalts und der Zwischengutproduzenten wie folgt zusammenfassen:

(5.31) $$u_c(c_t, 1-n_t, m_t) = u_m(c_t, 1-n_t, m_t) + \beta E_t\left(\frac{u_c(c_{t+1}, 1-n_{t+1}, m_{t+1})}{1+\pi_{t+1}}\right),$$

(5.32) $$u_c(c_t, 1-n_t, m_t) = \beta E_t R_{t+1} u_c(c_{t+1}, 1-n_{t+1}, m_{t+1}),$$

(5.33) $$u_c(c_t, 1-n_t, m_t)\upsilon_t f_n(k_{t-1}, n_t, z_t) = u_l(c_t, 1-n_t, m_t),$$

mit

(5.34) $$R_t = \upsilon_t f_k(k_{t-1}, n_t, z_t) + 1 - \delta \,.$$

Die Gleichungen lassen sich wie folgt interpretieren: da die zur Verfügung stehenden Ressourcen auf Konsum, physisches Kapital und Geld verteilt werden, müssen die nachgefragten Größen jeweils denselben Grenznutzen stiften. Aus der Optimalitätsbedingung (5.31) geht hervor, dass der Grenznutzen des Geldes zum Zeitpunkt t dem Grenznutzen des Konsums zum Zeitpunkt t gleichen muss. Der Grenznutzen des Geldes setzt sich dabei aus zwei Komponenten zusammen. Zunächst stiftet Geld direkt Nutzen in Höhe von $u_m(\cdot)$. Darüber hinaus erhöhen sich die Ressourcen in $t + 1$ um $P_t / P_{t+1} = 1/(1+\pi_{t+1})$ bzw. auf den Zeitpunkt t bezogen um $\beta/(1+\pi_{t+1})$, so dass der zusätzliche Konsum in $t + 1$, der aus der erhöhten Geldnachfrage in t finanziert werden kann, mit $\beta E_t\left(\frac{u_c(c_{t+1}, 1-n_{t+1}, m_{t+1})}{1+\pi_{t+1}}\right)$ bewertet wird. Gleichung (5.32) lässt sich analog interpretieren: der Grenzertrag aus der Akkumulation des Kapitals $\beta E_t R_{t+1} u_c(c_{t+1}, 1-n_{t+1}, m_{t+1})$ gleicht dem Grenznutzen des Konsums. Gleichung (5.33) zeigt, dass die Grenzrate der Substitution zwischen Freizeit und Konsum dem Reallohn entspricht.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Das Modell ist ein System nichtlinearer Gleichungen, welches die endogenen Variablen des Modells bestimmt: y_t, c_t, k_t, I_t, m_t, n_t, R_t, w_t, P_t, $P_t(i)$, υ_t und π_t. Exogen bestimmt sind die Variablen z_t sowie ϖ_t (M_t).

Charakterisierung des steady state

Um die dynamischen Eigenschaften des Modells abzuleiten, ist es notwendig, zunächst die steady state Bedingungen zu formulieren. Für den steady state lässt sich aus Gleichung (5.32.)

(5.35) $$\overline{R} = \frac{1}{\beta}$$

ableiten, während aus Gleichung (5.5.) unmittelbar

(5.36) $$\overline{\pi} = \overline{g}$$

und aus (5.34.)

(5.37) $$\overline{R} = 1 + \overline{\upsilon} f_k\left(\overline{k}, \overline{n}, 1\right) - \delta$$

folgt. Die aggregierte Ressourcenbeschränkung lautet:

(5.38) $$\overline{y} = \overline{c} + \delta \overline{k}\ .$$

Um den steady stade präziser beschreiben zu können, müssen die Funktionen spezifiziert werden. Die Produktionsfunktion der Zwischengutproduzenten im symmetrischen Gleichgewicht ist die Cobb-Douglas Funktion der Form

(5.39) $$y_t = z_t k_{t-1}^{\alpha} n_t^{1-\alpha} \text{ mit } \alpha \in [0, 1].$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Die Nutzenfunktion wird in Anlehnung an Fischer (1979b) und Walsh (1998) gewählt, sie lautet:

(5.40)
$$u(c_t, m_t, l_t) = \frac{\left(c_t m_t^b\right)^{1-\Phi}}{1-\Phi} + \Psi \frac{l_t^{1-\eta}}{1-\eta},$$

mit b, η, Φ, $\Psi > 0$ und $b(1-\Phi) < 1$. Für $\Phi = 1$ sind die Präferenzen log-linear in c und m. Die gesamte zur Verfügung stehende Zeit wird auf Eins normiert, so dass $n_t = 1 - l_t$ gilt. King/Plosser/Rebelo (1988) haben gezeigt, dass die genannten Präferenzen konsistent mit einem steady state Wachstumspfad sind. Die folgende Tabelle fasst die Variablen im steady state zusammen:

Tabelle 5.1

Steady state

$\bar{R}$	$\frac{\bar{y}}{\bar{k}}$	$\frac{\bar{c}}{\bar{k}}$	$\frac{\bar{m}}{\bar{k}}$	$\frac{\bar{n}}{\bar{k}}$
$\frac{1}{\beta}$	$\frac{1}{\alpha\bar{v}}\left(\bar{R} - 1 + \delta\right)$	$\frac{\bar{y}}{\bar{k}} - \delta$	$\frac{\Theta b}{\Theta - \beta}\frac{\bar{c}}{\bar{k}}$	$\left(\frac{\bar{y}}{\bar{k}}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}}$

$\Theta = 1 + \bar{g}$ ist der Wachstumsfaktor der nominalen Geldmenge. Aus der Tabelle lässt sich ablesen, dass auch die steady state Werte des Modells mit monopolistischer Konkurrenz Funktionen der Modellparameter sind.

Tabelle 5.1 spiegelt die wesentlichen Charakteristiken des Modells. Die Quotienten von Geldmenge zu Kapitalstock sowie Konsum zu Kapitalstock sind abhängig von der Wachstumsrate der Geldmenge, während die anderen Quotienten unabhängig von der Wachstumsrate der Geldmenge sind. Allerdings hängen alle Niveaugrößen via Beschäftigung von der Wachstumsrate der Geldmenge ab.[14] Die steady state Beschäftigung lässt sich aus der Lösung der folgenden Gleichung ableiten (vgl. Walsh, 1998, S. 70):

[14] Also analog zur Modellvariante mit flexiblen Preisen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

(5.41)
$$\left(1-\bar{n}\right)^{-\eta}\bar{n}^{-\nu}=\frac{\left(1-\alpha\right)\bar{\upsilon}}{\Psi}\left(\frac{\Theta b}{\Theta-\beta}\right)^{b(1-\Phi)}\left(\frac{\bar{c}}{\bar{k}}\right)^{\nu}\left(\frac{\bar{y}}{\bar{k}}\right)^{\frac{-(\alpha+\nu)}{1-\alpha}},$$

wobei $\nu=b(1-\Phi)-\Phi$. Über die Beschäftigung hängen die Gleichgewichtswerte von Konsum, Kapitalstock und Output ebenfalls von der Inflationsrate ab. Die Elastizität des Arbeitsangebots bezüglich Θ ist (vgl. Walsh, 1998, S. 74):

(5.42)
$$-\frac{b(1-\Phi)\beta(1-\bar{n})}{(\Theta-\beta)\left[\eta\bar{n}-\upsilon(1-\bar{n})\right]}.$$

Für die später gewählte Kalibrierung der Parameter ist die Elastizität des Arbeitsangebots für $0<\Phi<1$ negativ, da der Grenznutzen des Konsums $u_c=m_t^b/\left(c_t m_t^b\right)^{\Phi}$ für $0<\Phi<1$ steigend in der realen Geldmenge ist. Dies folgt aus $u_{cm}=b(1-\Phi)m_t^{b(1-\Phi)}/c_t^{\Phi}\,m_t$. Eine höhere Inflation und damit eine geringere Realkasse reduziert den Grenznutzen des Konsums. Aus

$$u_c\left(c_t,1-n_t,m_t\right)\upsilon_t f_n\left(k_{t-1},n_t,z_t\right)=u_l\left(c_t,1-n_t,m_t\right)$$

erkennt man, dass damit (ceteris paribus) eine Reduktion des Arbeitsangebots einhergeht. Für $\Phi>1$ nimmt der Grenznutzen des Konsums mit abnehmender Realkasse zu, was zu einer Erhöhung des Arbeitsangebots führt.

Ist $\Phi=1$, dann ist der Nutzen separierbar in Konsum und Geld und Gleichung (5.41) vereinfacht sich zu:

(5.43)
$$\left(1-\bar{n}\right)^{-\eta}\bar{n}=\frac{1}{\mu}\frac{1-\alpha}{\Psi}\left(\frac{\bar{c}}{\bar{k}}\right)^{\nu}\left(\frac{\bar{y}}{\bar{k}}\right).$$

Der steady state Wert für die Beschäftigung ist damit unabhängig von $\bar{g}$; die Elastizität des Arbeitsangebots ist dementsprechend Null, was aus obiger Formel unmittelbar abgelesen werden kann. Die realen Variablen $\bar{y}$, $\bar{k}$ und $\bar{c}$ sind demzufolge unabhängig von der Wachstumsrate des Geldes. Das Modell ist bezüglich Geld superneutral und spiegelt die klassische Dichotomie wieder.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Ist $\Phi \neq 1$, hängt das reale Gleichgewicht von der Inflationsrate ab, weil das Arbeitsangebot durch die Inflationsrate determiniert wird.

Kalibrierung des Modells

Die hier gewählte Parameterisierung des Modells ist angelehnt an Ireland (1997) und Walsh (1998). Das kalibrierte Modell ist konsistent mit folgendem Szenario: der Anteil des Kapitals am gesamtwirtschaftlichen Einkommen α beträgt 30%, der Diskontfaktor β ist gewählt worden, um einen Realzins von ungefähr 4% per annum zu gewährleisten, die Abschreibungsrate δ beträgt 10% per annum. Im steady state wenden die Haushalte ungefähr 30% ihrer verfügbaren Zeit für Arbeit auf. Die jährliche Wachstumsrate der nominalen Geldmenge $\bar{g}$ beträgt 5%, der Parameter b der Nutzenfunktion ist kompatibel mit einem Quotient von Geldmenge zu Output von ungefähr 20%. θ ist 6, so dass der markup der Produzenten mit monopolistischem Spielraum 20% beträgt.

Bezüglich der intertemporalen Substitutionselastizität der Arbeit wird analog zu Walsh (1998) ein Wert von 2,0 zu Grunde gelegt. Wenn man unterstellt, dass im steady state ein Drittel der verfügbaren Zeit gearbeitet wird, setzt dies einen Wert von $\eta = 1$ voraus.[15] Bezüglich Φ wird alternativ ein Wert von 0,5 bzw. 2,0 zu Grunde gelegt, das entspricht einer intertemporalen Substitutionselastizität des Konsums von 2,0 bzw. 0,5. (Die intertemporale Substitutionselastizität des Konsums lautet für das vorliegende Modell $E_c = 1/\Phi$). Die alternativen Parameterwerte werden gewählt, um zu prüfen, inwieweit der Transmissionskanal der Flex-Preis-Variante in der hier vorliegenden Modellvariante quantitativ von Bedeutung ist.

Folgende Tabelle fasst die Parameter des Modells zusammen:

Tabelle 5.2

Parametrisierung des Modells

α	β	δ	η	b	Φ
0,30	0,99	0,025	1,0	0,005	0,5/2,0

Fortsetzung nächste Seite

[15] Die intertemporale Substitutionselastizität der Arbeit lautet $E_n = -((\bar{n}-1)/\bar{n})(1/\eta)$.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Fortsetzung Tabelle 5.2

ϕ_z	Θ	ψ_z	ψ_ϖ	σ	σ_ϖ
-0,15	1,0125	0,95	0,687	0,007	0,00216
θ	ϕ_P				
6,0	3,95				

Lineare Approximation

Um für das vorliegende Modell Impuls-Antwort-Folgen zu simulieren, muss das System von nicht-linearen Differenzengleichungen gelöst werden. Eine Möglichkeit besteht darin, numerische Verfahren wie das Newton-Raphson-Verfahren zu verwenden (z. B. Erceg 1997), eine andere Möglichkeit ist, das Modell (log-)linear um den stationären steady-state zu approximieren. In Anlehnung an King/Plosser/Rebelo (1988) oder Campbell (1994) wird das Gleichungssystem log-linearisiert und basierend auf dem Lösungsalgorithmus von Uhlig (1999) simuliert. Das Modell wird mithilfe der Methode unbestimmter Koeffizienten (*method of undetermined coefficients*) als rekursives Gleichungssystem (*recursive equilibrium law of motion*) gelöst.[16]

Das linearisierte Gleichungssystem besteht aus insgesamt vierzehn Gleichungen, aus denen die Zeitpfade des Kapitalstocks, der Geldnachfrage, des Outputs, des Konsums, der Beschäftigung, des Realzinses, des Reallohns und der Inflationsrate abgeleitet werden können. Das Modell wird durch die exogenen Prozesse für den Produktivitätsschock und die Geldmenge geschlossen. Definiert man die prozentuale Abweichung einer Variablen x von seinem steady state mit $\hat{x}_t = \frac{x_t - \bar{x}}{\bar{x}}$, so lässt sich das Gleichungssystem wie folgt darstellen:

[16] Die grundlegende Idee besteht darin, alle Variablen x des Modells als lineare Funktionen eines Vektors von endogenen Variablen $\hat{x}_{t-1}$ und exogenen Variablen v_t darzustellen. Gesucht wird ein rekursives Gleichungssystem, das sich prinzipiell wie folgt darstellen lässt $\hat{x}_t = P\hat{x}_{t-1} + Qv_t$, wobei P und Q Matrizen symbolisieren. Siehe *Uhlig* (1999) für eine ausführliche Darstellung des Lösungsansatzes.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

(5.44) $$\bar{y}\hat{y}_t = \bar{I}\hat{I}_t + \bar{c}\hat{c}_t$$

(5.45) $$\bar{k}\hat{k}_t = \bar{I}\hat{I}_t + (1-\delta)\bar{k}\hat{k}_{t-1}$$

(5.46) $$\hat{y}_t = \alpha\hat{k}_{t-1} + (1-\alpha)\hat{n}_t + z_t$$

(5.47) $$\bar{R}\hat{R}_t = \alpha\bar{\upsilon}\frac{\bar{y}}{\bar{k}}\left(\hat{y}_t - \hat{k}_{t-1} + \hat{\upsilon}_t\right)$$

(5.48) $$\hat{y}_t - \Phi\hat{c}_t + b(1-\Phi)\hat{m}_t + \hat{\upsilon}_t = \left(1 + \eta\frac{\bar{n}}{1-\bar{n}}\right)\hat{n}_t$$

(5.49) $$\hat{m}_t = \hat{m}_{t-1} - \frac{\bar{\pi}}{1+\bar{\pi}}\hat{\pi}_t + \frac{\bar{\pi}}{1+\bar{\pi}}\varpi_t$$

(5.50) $$\hat{w}_t = \hat{y}_t - \hat{n}_t + \hat{\upsilon}_t$$

(5.51) $$E_t\hat{R}_{t+1} = E_t\left[\Phi\left(\hat{c}_{t+1} - \hat{c}_t\right) - b(1-\Phi)\left(\hat{m}_{t+1} - \hat{m}_t\right)\right]$$

(5.52) $$E_t\hat{R}_{t+1} + \frac{\bar{\pi}}{1+\bar{\pi}}E_t\hat{\pi}_{t+1} = \frac{\Theta-\beta}{\beta}\left(\hat{c}_t - \hat{m}_t\right)$$

(5.53) $$\begin{aligned}\hat{p}_t(i) = {} & \chi_1\hat{\upsilon}_t + \chi_2 E_t\hat{\upsilon}_{t+1} + \chi_3 E_t\hat{\upsilon}_{t+2} + \chi_4 E_t\hat{\upsilon}_{t+3} \\ & + \chi_1\hat{p}_t + \chi_2\, E_t\hat{p}_{t+1} + \chi_3\, E_t\hat{p}_{t+2} + \chi_4\, E_t\hat{p}_{t+3}\end{aligned}$$

(5.54) $$\hat{p}_t = \tfrac{1}{4}\hat{p}_t(i) + \tfrac{1}{4}\hat{p}_{t-1}(i) + \tfrac{1}{4}\hat{p}_{t-2}(i) + \tfrac{1}{4}\hat{p}_{t-3}(i)$$

(5.55) $$\hat{\pi}_t = \frac{1+\bar{\pi}}{\bar{\pi}}\hat{p}_t - \frac{1+\bar{\pi}}{\bar{\pi}}\hat{p}_{t-1}$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

(5.56) $$z_t = \psi_z z_{t-1} + \varepsilon_t^z$$

(5.57) $$\varpi_t = \psi_\varpi \varpi_{t-1} + \phi_z z_{t-1} + \varepsilon_t^\varpi .$$

III. Monetärer Transmissionsmechanismus

Die nachfolgenden Impuls-Antwort-Funktionen in den Abbildungen 5.1 bis 5.6 spiegeln die optimalen Entscheidungen der Haushalte und der Unternehmen für $\Phi = 2{,}0$ wider.[17] Die Variablen Arbeit, Output und Konsum und die Investitionen reagieren positiv auf den expansiven Impuls. Die Impuls-Antwort-Folgen zeigen, dass die Investitionen sensibler als der Output und der Konsum reagieren; der Konsum reagiert schwächer als der Output und reflektiert die intertemporale Konsumglättung der Individuen (Das Konsumprofil ist sehr flach, da die Erhöhung des Outputs transitorischer Natur ist). Die quantitativen Abweichungen der Impuls-Antwort-Folgen sind größer als in den bisher diskutierten Varianten.

Das Modell enthält keinen lehrbuchtypischen Realkasseneffekt, der zu einer Erhöhung der aggregierten Nachfrage führt. Wie aus Abbildung 5.1 zu erkennen ist, sinkt die Realkasse zunächst, wenn auch nur in geringem Umfang. Ein expansiver Effekt entsteht dennoch, da in der Periode des Schocks die zur Verfügung stehenden Ressourcen steigen ($\tau_t \uparrow$). Aufgrund dieses Einkommenseffekts steigt die Nachfrage nach Konsum und Freizeit und damit einhergehend die Nachfrage der Endgutproduzenten nach Zwischengütern sowie die Nachfrage der Zwischengutproduzenten nach Arbeit und Kapital. Die Erhöhung der Faktornachfragen führt zu einer Erhöhung des Realzinses und des Reallohns und damit zu einem Ansteigen der Stückkosten. Die gestiegenen Stückkosten führen zu einem Preissprung, der zu einer unmittelbaren Anpassung der Preise (der ersten Kohorte) führt. Die Inflation und die Inflationserwartungen steigen entsprechend. Die erhöhte Inflation und die damit reduzierte Realkassenhaltung erhöht für $\Phi > 1$ den Grenznutzen des Konsums. Aus Gleichung (5.33.) folgt, dass hiermit eine Erhöhung des Arbeitsangebots einhergeht und damit der ursprünglichen verstärkten Freizeitnachfrage entgegenwirkt. Qualitativ ist damit die Reaktion der Variable Arbeit nicht eindeutig festgelegt, wenn $\Phi > 1$.

[17] Der Parameter Φ der Nutzenfunktion determiniert die intertemporale Substitutionselastizität des Konsums und ist für die dynamischen Eigenschaften der Flex-Preis-Variante von grundlegender Bedeutung.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

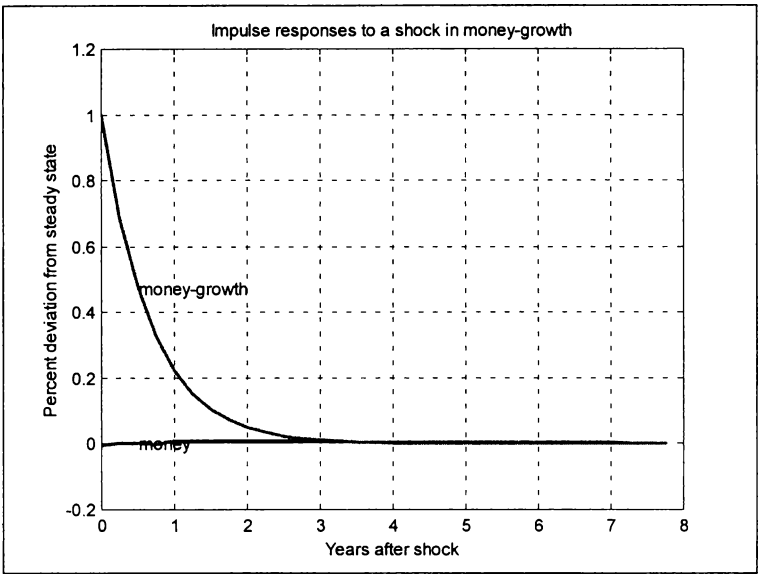

Abbildung 5.1: Impuls-Antwort der Wachstumsrate der Geldmenge und der Realkasse, $\Phi = 2{,}0$

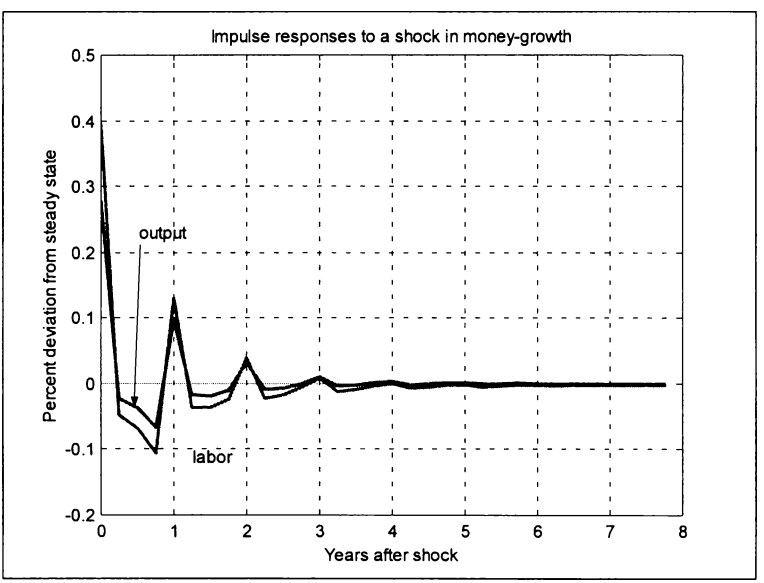

Abbildung 5.2: Impuls-Antwort des Outputs und des Arbeitsvolumens, $\Phi = 2{,}0$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Wie aus den Impuls-Antwort-Funktionen zu erkennen ist führt eine 1%-Erhöhung der Wachstumsrate des Geldes zu einer Erhöhung des Outputs um ungefähr 0,3 %, was im Vergleich zur Modellvariante des vorigen Kapitels einer deutlich stärkeren Abweichung gleichkommt. Das Preisniveau steigt sprunghaft an, weil die Unternehmen derjenigen Kohorte, die in der Periode des Schocks den Preis anpassen können, auf die gestiegenen Faktorkosten reagieren. Wie die Abbildungen 5.1 bis 5.5 erkennen lassen, weist keine der Variablen eine nennenswerte Persistenz auf, stattdessen findet eine oszillierende Anpassung an den steady state statt, die über mehrere Perioden erfolgt. Die Impuls-Antwort-Folgen veranschaulichen damit eine „*negative endogenous persistence*"[18] (Bergin/Feenstra 2000, S. 671) und sind mit den analytischen Ergebnissen in Chari/Kehoe/McGrattan (2000) oder Kiley (1998) kompatibel.

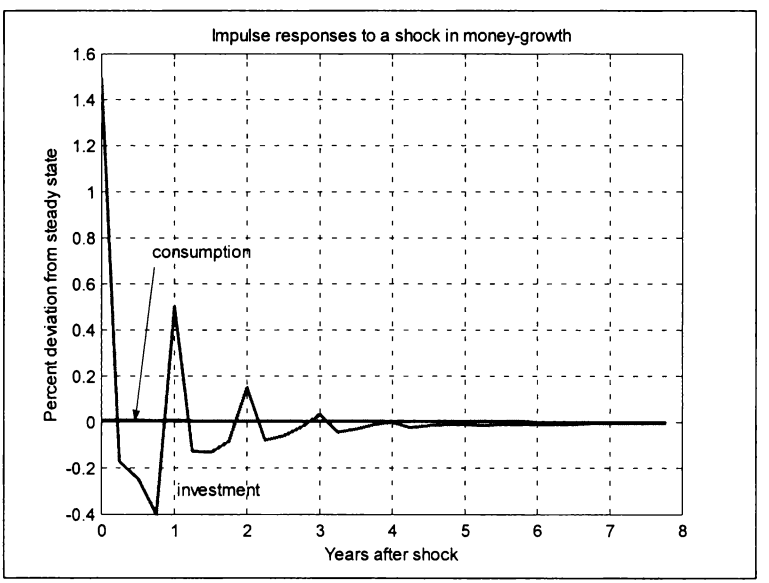

Abbildung 5.3: Impuls-Antwort des Konsums und der Investitionen, $\Phi = 2{,}0$

[18] Die Umschreibung des dynamischen Verhaltens als „*negative* Persistenz" leitet sich aus der Lösung von linearen Differenzengleichungen ab: sei $x_t = ax_{t-1}$ der homogene Teil einer linearen Differenzengleichung erster Ordnung. Wenn $a < 0$, so ist der Zeitpfad der Variable oszillierend bzw. zyklisch. Siehe beispielsweise *Azariadis* (1993, Kapitel 2).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Die Anpassung an das Gleichgewicht kann intuitiv wie folgt verstanden werden: der expansive Impuls führt zu höherem Output und einem Anstieg der bedingten Faktornachfragen. Aufgrund der gestiegenden Faktornachfragen erhöhen sich die Faktorpreise und demzufolge die Stückkosten. Wie aus den Abbildungen 5.2 und 5.4 hervorgeht, steigen die Stückkosten prozentual stärker als der Output, so dass die Kosten stärker steigen als der Erlös. Nur die Unternehmen der ersten Kohorte können aufgrund der asynchronen Preisfestsetzung mit einer Erhöhung ihres Preises $\hat{p}_t(i)$ reagieren. Die Unternehmen der anderen Kohorten können die erhöhten Stückkosten nur dadurch kompensieren, dass sie ihre Outputmenge reduzieren und entsprechend weniger Kapital und Arbeit nachfragen. Immer dann, wenn die Unternehmen einer Kohorte ihren Preis neu setzen können, wird der Preis erhöht. Das Anpassungsmuster der vorliegenden Modellvariante weicht daher stark von der empirischen Evidenz des zweiten Kapitels ab.

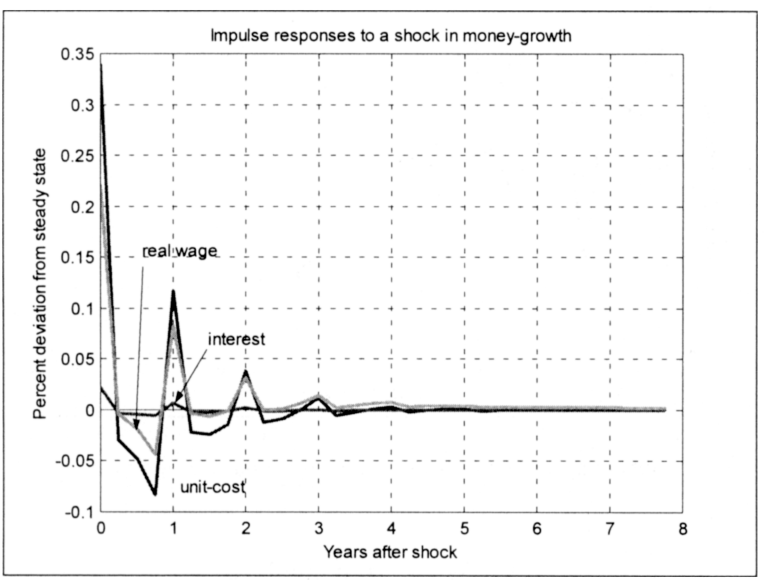

Abbildung 5.4: Impuls-Antwort des Reallohns, des Realzinses und der Stückkosten, $\Phi = 2{,}0$

Als wesentliche Ursache für das Fehlen der Persistenz des Modells kann vor allem das starke Ansteigen der Stückkosten genannt werden, die dazu führen, dass ein expansiver Impuls nur kurz zu einer Erhöhung der aggregierten Outputs führt (man vergleiche Abbildung 5.2 mit Abbildung 5.4).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Die Stückkosten wiederum werden maßgeblich durch die bedingten Faktornachfragen, die sensibel auf etwaige Veränderungen auf den Faktormärkten reagieren, geprägt. Die Simulationen zeigen, dass eine nicht vorgenommene Anpassung des Güterpreises (ceteris paribus) zu einer vergleichsweise hohen Gewinnreduktion führt. Daher wird auch in dieser Modellvariante kein quantitativ bedeutsamer Verarbeitungsmechanismus erzeugt, der den monetären Impuls über einen mehrere Perioden anhaltenden Transmissionskanal in den realen Sektor überträgt.

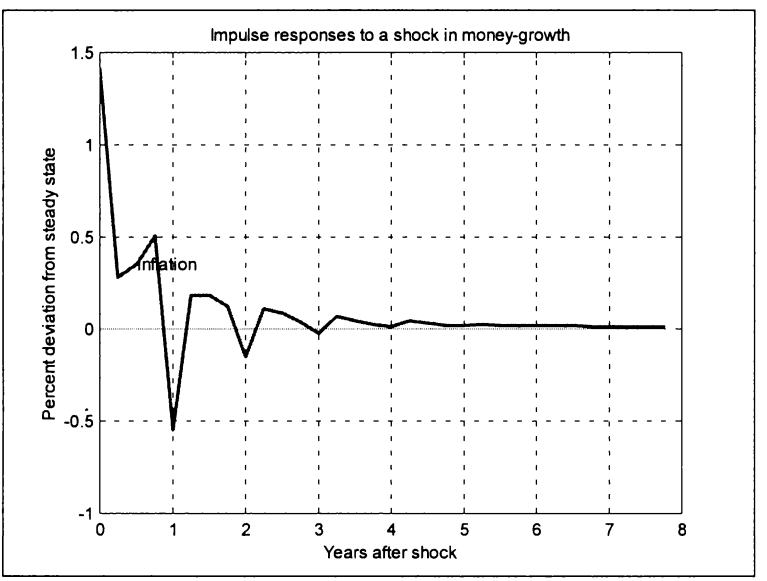

Abbildung 5.5: Impuls-Antwort der Inflationsrate, $\Phi = 2{,}0$

IV. Sensitivitätsanalyse

Wie bei der Diskussion des steady state deutlich wurde, ist für die vorliegende Modellvariante die Analyse des symmetrischen Gleichgewichts nur für eine Ökonomie mit einer gleichgewichtigen Inflationsrate von null möglich (wenn man auf eine Indexierung verzichtet). Für die im vorigen Kapitel durchgeführten Simulationen muss demnach auf die Approximation $n_t(i) \approx n_t$ bzw. $k_{t-1}(i) \approx k_{t-1}$ zurückgegriffen werden. Im Folgenden soll daher geprüft werden,

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

ob für eine Ökonomie (mit Null-Inflation), für die exakt $n_t(i) = n_t$ bzw. $k_{t-1}(i) = k_{t-1}$ gilt, ebenfalls eine oszillierende Anpassung zu beobachten ist.[19]

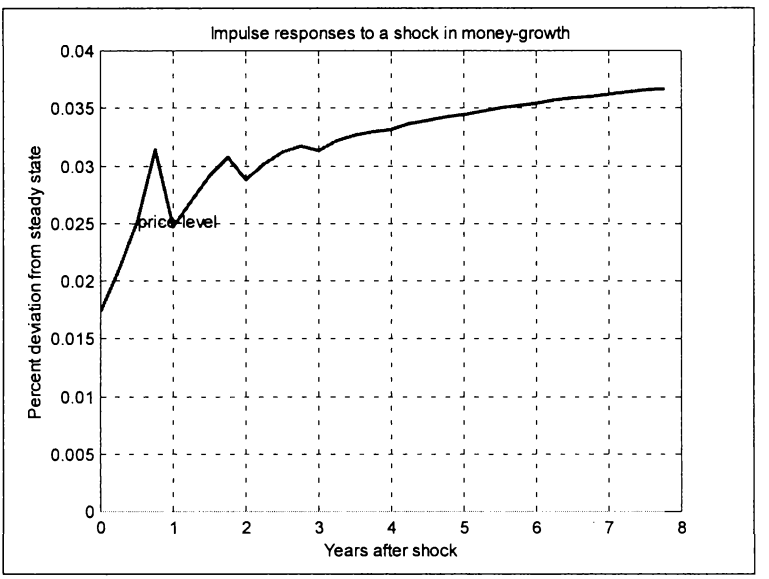

Abbildung 5.6: Impuls-Antwort des Preisniveaus, Φ = 2,0

Trifft dies zu, so ist die vorgenommene Approximation ($n_t(i) \approx n_t$ bzw. $k_{t-1}(i) \approx k_{t-1}$) für die vorliegende Fragestellung unproblematisch, das heißt, die wesentlichen Aussagen werden durch diese Approximation nicht beeinflusst. Wie die nachfolgenden Impuls-Antwort-Folgen 5.7 und 5.8 verdeutlichen, ist die oszillierende Anpassung tatsächlich robust hinsichtlich der vorgenommenen Approximation.[20]

---

[19] *Kiley* (1997), *Bergin/Feenstra* (2000), *Edge* (2000), *Dotsey/King* (2001) und *Huang/Liu* (2002) leiten für Modelle mit asynchroner Preisfixierung Impuls-Antwort-Funktionen ab, die sich ebenfalls oszillierend an den steady state anpassen.

[20] Große *Unterschiede* existieren hinsichtlich der Höhe der Abweichung. Diese lassen sich im Wesentlichen darauf zurückführen, dass für die Modellvariante mit Null-Inflation eine stochastische Abweichung des Wachstums*faktors* von seinem steady state als monetärer Schock definiert wird und nicht – wie bislang – die Abweichung von der steady state Wachstums*rate*.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

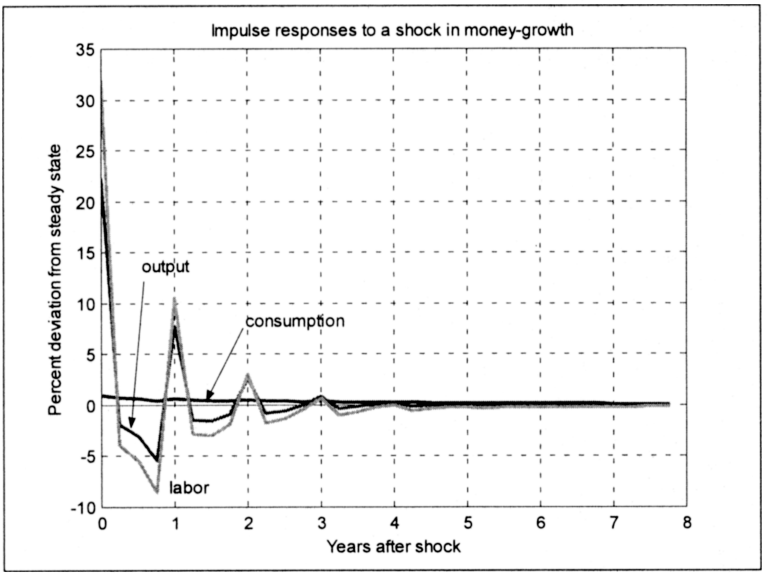

Abbildung 5.7: Null-Inflation im steady state,
Output, Konsum, Arbeitsvolumen, $\Phi = 2{,}0$

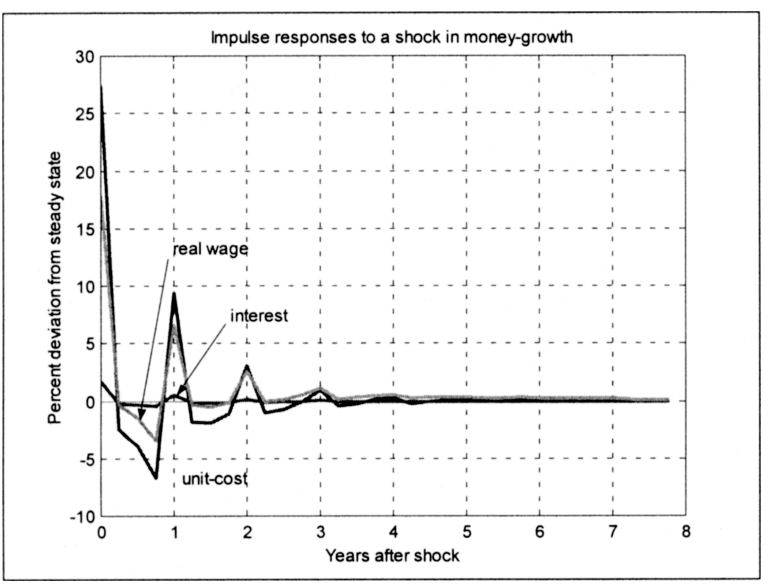

Abbildung 5.8: Null-Inflation im steady state,
Reallohn, Realzins, Stückkosten, $\Phi = 2{,}0$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Die Impuls-Antwort-Folgen in den Abbildungen 5.9 bis 5.11 verdeutlichen, dass der Wert des Parameters Φ für die Modelldynamik von nachrangiger Bedeutung ist.[21] Die Unterschiede in den Simulationsergebnissen für $\Phi = 2{,}0$ versus $\Phi = 0{,}5$ sind für die hier vorliegende Modellversion gering und können ebenfalls als Indiz dafür interpretiert werden, dass die Transmissionskanäle im Flex-Preis-Modell von quantitativ untergeordneter Rolle sind und durch die Transmissionskanäle, die aufgrund der nominalen Rigidität existieren, quantitativ überlagert werden.

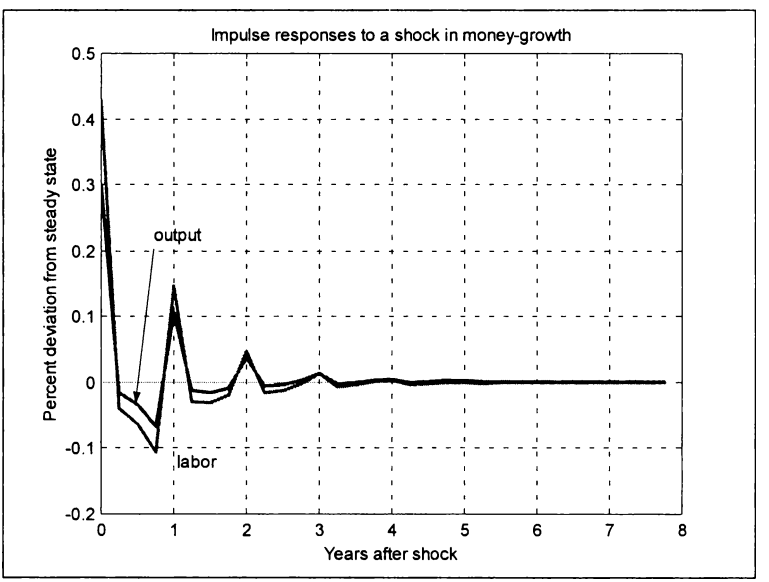

Abbildung 5.9: Impuls-Antwort des Outputs und des Arbeitsvolumens, $\Phi = 0{,}5$

V. Fazit

Die Implementierung von nominalen Rigiditäten in Form von asynchroner Preisfixierung ist im Rahmen eines dynamischen stochastischen Gleichgewichtsmodells nicht ausreichend, um die beobachtbare Persistenz monetärer Schocks nachzubilden.

[21] Im Unterschied zur Flex-Preis-Variante.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

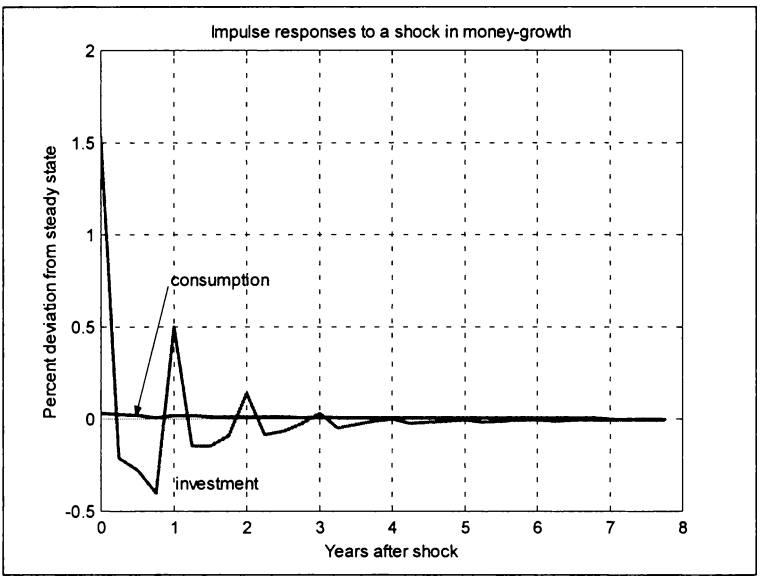

Abbildung 5.10: Impuls-Antwort des Konsums und der Investitionen, $\Phi = 0{,}5$

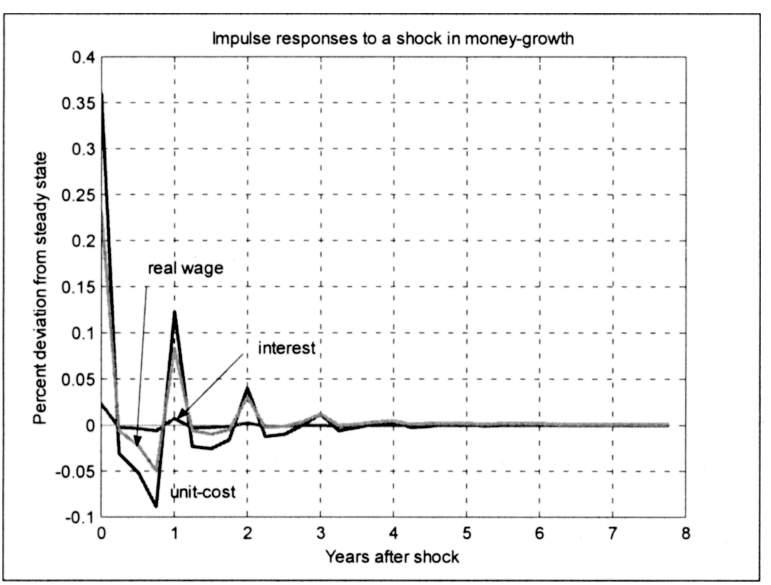

Abbildung 5.11: Impuls-Antwort des Reallohns, des Realzinses und der Stückkosten, $\Phi = 0{,}5$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Der wesentliche Grund hierfür sind (wiederum) die Anreize auf Seiten der Unternehmen, Variationen der Stückkosten über eine entsprechende Variation der Absatzpreise zu kompensieren. Die Modellsimulationen lassen erkennen, dass die Faktorkosten und damit der markup sensibel auf eine Veränderung der aggregierten Nachfrage reagieren.

Die starke Reaktion der Stückkosten spiegelt das Fehlen realer Rigiditäten, das heißt gewinnmaximierende Unternehmen passen ihre relativen Preise trotz Konkurrenz sehr schnell an. Eine quantitativ bedeutsame und zeitlich andauernde Ausdehnung des Outputs findet nicht statt. Als wesentliche Ursache für das Fehlen realer Rigiditäten lassen sich zwei Gründe nennen: zum einen die konstante Substitutionselastizität zwischen den Gütern zum anderen die Stückkosten, die sensibel auf etwaige Veränderungen auf den Faktormärkten reagieren. Beide Faktoren führen dazu, dass einhergehend mit der gestiegenen Nachfrage die Kosten prozentual stärker steigen als die Erlöse.

Im nächsten Kapitel wird der Frage nachgegangen, ob die Einführung von nominalen Rigiditäten auf einem der Faktormärkte zu einer weniger sensiblen Reaktion der Stückkosten (markup) führt, so dass die Unternehmen einen geringeren Anreiz haben, ihren Absatzpreis anzupassen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

F. Güterpreis- und Geldlohnträgheit

I. Einleitung

Der asynchronen Preisfixierung des vorigen Kapitels liegt die Vorstellung zu Grunde, dass eine Preissetzung auf der mikroökonomischen Ebene zu einer aggregierten Preisträgheit führt, die zeitlich über die Periode der Fixierung hinausgeht. Träge Preise auf der mikroökonomischen Ebene sind beispielsweise dann zu erwarten, wenn die Unternehmen nicht gewillt sind, aufgrund des Wettbewerbs auf den Gütermärkten ihren Preis allzu sehr vom Güterpreis ihrer Konkurrenten abweichen zu lassen.

Blanchard (1991 [1983], S. 243) umschreibt diese Vorstellung wie folgt:

> *„Price decisions for each of these goods are not taken continuously, and, price decision across goods are not likely to be perfectly synchronized. The process of adjustment of all prices to a new nominal level will therefore imply movements of relative prices along the way. If price setters do not want large changes in relative prices, the path of adjustment of all prices may be slow, in other words, the price level may adjust slowly."*

Chari/Kehoe/McGrattan (2000) wie auch die Simulationen des vorigen Kapitels haben gezeigt, dass diese Hypothese im Rahmen eines prototypischen dynamischen Gleichgewichtsmodells nicht plausibel ist. Koenig (1999) beschreibt anschaulich die ökonomische Intuition, die diesem Ergebnis zu Grunde liegt: der Güterpreis, den die Konkurrenten setzen, ist für die Preissetzung des Unternehmens nur indirekt über die Beeinflussung der Stückkosten des Unternehmens von Bedeutung. Wenn beispielsweise die aggregierte Güternachfrage aufgrund eines positiven monetären Impulses steigt, steigen die Reallöhne (und damit die Stückkosten) im Wesentlichen aus zwei Gründen: das aggregierte Arbeitsangebot sinkt aufgrund des positiven Einkommenseffekts, während die aggregierte Arbeitsnachfrage aufgrund der gestiegenen Güternachfrage steigt (aufgrund des markup ist es für die Unternehmen profitabel, ihr Güterangebot auszuweiten), so dass der aggregierte Reallohn und damit die Stückkosten steigen. Die Simulationen im vorigen Kapitel bestätigen diese Intuition.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Es liegt daher nahe zu vermuten, dass die Funktionsweise des Arbeitsmarkts von grundlegendender Bedeutung dafür sein kann, ob Güterpreise sich bei Vorliegen nominaler Rigiditäten nur allmählich an das neue Gleichgewicht anpassen und damit – während der Anpassung an das Gleichgewicht – reale Effekte monetärer Impulse möglich sind. Reagiert der aggregierte Reallohn nur gering auf eine Verschiebung der Arbeitsnachfrage bzw. des Arbeitsangebots, so kann prinzipiell eine zeitlich andauernde Reaktion des Outputs erwartet werden. Taylor (1980) hat gezeigt, dass eine asynchrone nominale Lohnfixierung prinzipiell dazu führen kann, dass monetäre Impulse reale Effekte auslösen, die *über* die Periode der Lohnfixierung hinaus andauern.

Erceg (1997) implementiert asynchron gesetzte Nominallöhne in das Modell von Chari/Kehoe/McGrattan (2000) und zeigt, dass asynchron gesetzte Nominallöhne auch im Rahmen eines dynamischen Gleichgewichtsmodells dazu führen können, dass ein monetärer Impuls einen zeitlich andauernden Effekt nach sich zieht, der über die Kontraktperiode hinaus anhält.[1] Andersen (1998) schlussfolgert, dass eine Geldlohnfixierung immer zu einer persistenten Reaktion führt, weil eine oszillierende Anpassung an den steady state, die bei einer Fixierung der Güterpreise auftritt, bei einer Geldlohnfixierung nicht möglich ist. Ascari (2000) hingegen kommt zum Ergebnis, dass ein hohes Maß an Persistenz unwahrscheinlich ist. Koenig (2000) hält eine persistente Reaktion für wahrscheinlich, zeigt aber lediglich eine Persistenz für die Dauer der Kontraktperiode. Die Simulationen in Huang/Liu (2002) wiederum zeigen, dass der monetäre Schock *über* die Kontraktperiode hinaus Wirkung zeigen kann.

Im Folgenden soll der Frage nachgegangen werden, inwieweit die quantitativen Aussagen von Erceg (1997) und Huang/Liu (2002) als robust bewertet werden können. Hierfür wird das Modelldesign von Erceg (1997) und Huang/Liu (2002) jeweils leicht variiert. Bezüglich des Modells von Erceg (1997) wird die Ursache für das Vorliegen einer nominalen Rigidität bezüglich des Güterpreises modifiziert: es wird nicht angenommen, dass die Unternehmen ihre Preise asynchron für eine fix vorgegebene Periode setzen, sondern dass (analog zu Kapitel D) den Unternehmen Kosten entstehen, wenn sie ihren Güterpreis verändern wollen. Im Unterschied zu Erceg (1997) und Huang/Liu (2002) wird allerdings darauf verzichtet, Anpassungskosten des Kapitals zu implementieren, um die Effekte der Geldlohnfixierung isoliert zu analysieren.[2] Da Ascari (2000) gezeigt

---

[1] *Erceg* (1997) baut auf *Chari/Kehoe/McGrattan* (2000), das 1996 als Working-Paper erschienen ist.

[2] Die Implementierung von Anpassungskosten beeinflusst die Modelldynamik des vorliegenden Modells nur unwesentlich, wenn die Güterpreise flexibel sind, erhöht aber

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

hat, dass die Inflationsrate Einfluss auf die Persistenz des Modells besitzt, wird im Unterschied zu Erceg (1997) und Huang/Liu (2002) der Analyse eine positive, moderate Inflationsrate zu Grunde gelegt. Die Spezifikation der Nutzenfunktion weicht ebenfalls leicht ab.

Das Modell wird in zwei Varianten untersucht. In der ersten Variante sind die Güterpreise vollkommen flexibel wie in Huang/Liu (2002), in der zweiten Variante entstehen Anpassungskosten, wenn die preissetzenden Unternehmen ihren Absatzpreis verändern.

II. Monopolistische Konkurrenz auf Güter- und Arbeitsmärkten

Die Struktur der Modellökonomie

Ein Kontinuum von Haushalten, eine Vielzahl von Unternehmen, die unter der Bedingung vollkommener Konkurrenz ein Endgut (Konsum- bzw. Investitionsgut) herstellen, ein Kontinuum von Unternehmen, die Zwischenprodukte produzieren sowie eine Vielzahl von Arbeitsvermittlern, die Arbeitsleistungen von den Haushalten kaufen, bündeln und unter der Bedingung vollkommener Märkte an die Zwischenproduktunternehmen verkaufen sind die Akteure der Modellökonomie. Die Modellstruktur erlaubt es, die Arbeitsvermittler und die Produzenten des Endguts formal durch einen repräsentativen Arbeitsvermittler bzw. einen Produzenten des Endguts zu beschreiben.

Bezüglich der Haushalte wird angenommen, dass sie ihren Nutzen aus dem Konsum von Gütern, der Haltung von Realkasse und durch den Konsum von Freizeit erzielen. Die Haushalte sind Eigentümer des gesamtwirtschaftlichen Kapitalstocks, den sie an die Produzenten der Zwischengüter unter der Bedingung vollkommener Konkurrenz verleihen. Zudem bieten sie unter der Bedingung monopolistischer Konkurrenz Arbeit an, das heißt ihre individuell angebotene Arbeitskraft ist nur begrenzt substituierbar gegen die Arbeit anderer Anbieter. Die Haushalte setzen hierbei ihren optimalen Nominallohn für eine exogen vorgegebene Anzahl von Perioden (vier Quartale), wobei unterschiedliche Gruppen von Haushalten existieren, die jeweils zu unterschiedlichen Zeitpunkten ihren optimalen Nominallohn setzen. Die Haushalte bieten dabei nicht direkt den Produzenten der Zwischenprodukte ihre Arbeit, sondern verkaufen ihre Arbeitskraft dem repräsentativen Arbeitsvermittler. Der Arbeitsvermittler seiner-

---

die Persistenz, wenn ein hohes Maß an Anpassungskosten zu Grunde gelegt wird. Die Hauptaussagen bleiben im Wesentlichen unberührt.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

seits bündelt das Arbeitsangebot der Haushalte und tritt als Arbeitsanbieter gegenüber den Zwischenproduktunternehmen auf. Bezüglich der Zwischenproduktunternehmen, die unter der Bedingung monopolistischer Konkurrenz ihren Gewinn maximieren, wird angenommen, dass sie Arbeit und Kapital einsetzen, um begrenzt substituierbare Güter zu produzieren (begrenzt, da die Substitutionselastizität kleiner unendlich ist). Diese Unternehmen stehen nicht in vollkommener Konkurrenz zueinander und können daher ihren gewinnmaximalen Preis setzen. Annahmegemäß entstehen diesen Produzenten Kosten, wenn sie aufgrund veränderter Rahmenbedingungen einen neuen gewinnmaximalen Preis setzen. Die begrenzt substituierbaren Güter stellen Zwischenprodukte dar, die vom repräsentativen Unternehmen im Endproduktsektor als Einsatzfaktoren verwendet werden. In jeder Periode t existieren in dieser Ökonomie demnach folgende Güter: Ein Kontinuum von individuellen Arbeitsleistungen, die durch den Index $j \in [0,1]$ gekennzeichnet werden, aggregierte Arbeit, ein aggregierter Kapitalstock, ein aggregiertes Konsumgut, ein aggregiertes Investitionsgut, Geld sowie ein Kontinuum von Zwischengütern, die durch den Index $i \in [0,1]$ gekennzeichnet werden.

Die Haushalte

Ziel der Haushalte ist die Maximierung ihres intertemporalen Nutzens unter Berücksichtigung ihrer Budgetrestriktion. Der Gesamtnutzen eines jeden Haushalts j ist gegeben durch

$$U = E_t\left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u\big(c_t(j), l_t(j), m_t(j)\big)\right], \tag{6.1}$$

wobei die Gegenwartspräferenz der Haushalte durch den Diskontfaktor $0 < \beta < 1$ zum Ausdruck gebracht wird.

$c_t(j)$ stellt den Konsum des Endprodukts dar, $l_t(j)$ symbolisiert den Konsum an Freizeit, $m_t(j) \equiv M_t(j)/P_t$ repräsentiert die Realkasse, die vom Haushalt nachgefragt wird. M_t symbolisiert hierbei die nominale Geldmenge und P_t das aggegierte Preisniveau.[3] Zu Beginn der Periode t besitzt der Haushalt j ein Be-

[3] Um etwaige Verwechslungen zu vermeiden, werden die *nominale* Geldmenge M, die Investitionen I und die Preisvariablen P bzw. $P(i)$ mit Großbuchstaben gekennzeich-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

stand an Realkasse $m_{t-1}(j)$ sowie einen Kapitalstock von $k_{t-1}(j)$. Der Haushalt j teilt seine verfügbare Zeit in gearbeitete Stunden $n_t^H(j)$ und in Freizeit $l_t(j)$ auf.[4] Die Gesamtzeit wird auf Eins normiert, so dass der Haushalt die Restriktion $n_t^H(j)+l_t(j)=1$ zu beachten hat.

In jeder Periode bietet der Haushalt j dem Arbeitsvermittler $n_t^H(j)$ Arbeitsstunden an und verlangt hierfür den Nominallohn $w_t^N(j)$. Annahmegemäß muss jeder Haushalt seinen Nominallohn für vier Perioden konstant setzen, so dass in jeder Periode immer nur die Haushalte einer Gruppe j ihren Lohnsatz neu festlegen können.[5]

Es wird unterstellt, dass der Haushalt das physische Kapital der Ökonomie akkumuliert, das er gegen Zahlung eines „nominalen" Zinssatzes r_t^N den Produzenten der Zwischengüter zur Verfügung stellt. Bezeichnet man mit $I_t(j)$ die in t getätigten Bruttoinvestitionen, so entwickelt sich das Kapital des Haushalts j gemäß folgender Beziehung:

$$k_t^H(j)=(1-\delta)k_{t-1}^H(j)+I_t(j)\,, \tag{6.2}$$

wobei mit $0\le\delta\le 1$ die Abschreibungsrate des Kapitals bezeichnet wird. Bestehendes Kapital wird demnach in jeder Periode mit einer konstanten Rate δ abgeschrieben.

Neben dem Arbeits- und Kapitaleinkommen erhält jeder Haushalt j einen Transfer vom Staat in Höhe von $\tau_t(j)$ sowie von jedem Unternehmen i einen Anteil $s_{i,j}$ am nominalen Gewinn $\Pi_t(i)$, die bei jedem Produzenten der Zwischengüter i aufgrund seines monopolistischen Spielraums anfallen und in jeder Periode t ausgeschüttet werden.

Die Haushalte verwenden ihre Einkommensquellen, um den Konsum zu finanzieren sowie Kapital und Bargeld in die nächste Periode zu transferieren. Die Budgetrestriktion des Haushalts j lässt sich damit wie folgt formulieren:

---

net. Die Groß- bzw. Kleinschreibung dient daher nicht (wie in einigen Texten) dazu, individuelle Variablen von aggregierten Variablen abzuheben.

[4] Um die Entscheidungsvariablen der Haushalte von denen der Unternehmen zu unterscheiden, werden im Folgenden mit "^{H}" die Entscheidungsvariablen der Haushalte bezeichnet und mit "^{U}" diejenigen der Unternehmen. Bei Variablen, die nur Haushalte oder Unternehmen betreffen, wird auf eine Indexierung verzichtet.

[5] "^{N}" repräsentiert im Folgenden den Index der nominalen Variablen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

(6.3)
$$\tau_t(j) + w_t^N(j) n_t^H(j) + r_t^N k_{t-1}(j) + M_{t-1}(j) + \int_0^1 s_{i,j} \Pi_t(i)\, di$$
$$= P_t c_t(j) + P_t I_t(j) + M_t(j),$$

wobei P_t den Preis des Endprodukts in Geldeinheiten repräsentiert.

Der repräsentative Arbeitsvermittler

Der repräsentative Arbeitsvermittler kauft in jeder Periode t von den Haushalten j Arbeitsleistung $n_t^H(j)$, um sie zur aggregierten Arbeitsleistung n_t zu bündeln. Das gesamte Arbeitsangebot der Haushalte wird gemäß folgender Technologie gebündelt:

$$n_t = \left[\int_0^1 n_t^H(j)^{(\zeta-1)/\zeta}\, dj \right]^{\zeta/(\zeta-1)},$$

wobei $\zeta > 1$. Die Subsitutionselastizität beträgt $-\zeta$.

Die Produzenten des Endprodukts

Das repräsentative Unternehmen, welches das Endprodukt erstellt, greift auf die Technologie

(6.4)
$$y_t = \left[\int_0^1 y_t(i)^{(\theta-1)/\theta}\, di \right]^{\theta/(\theta-1)}$$

zurück, wobei y_t das Endprodukt und $y_t(i)$ ein Zwischenprodukt vom Typ i repräsentiert und $\theta > 1$ gilt. Die Substitutionselastizität zwischen den Gütern beträgt daher $-\theta$.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Die Produzenten des Zwischenprodukts

Die Produzenten der Zwischengüter i produzieren gemäß einer Technologie mit konstanten Skalenerträgen: $y_t(i) = f\left(k_{t-1}^U(i), n_t^U(i), z_t\right)$. $k_{t-1}^U(i)$ ist das für die Produktion eingesetzte Kapital und $n_t^U(i)$ die eingesetzte Arbeitszeit. Die totale Faktorproduktivität unterliegt stochastischen Schwankungen, wobei z_t als stationärer Prozess modelliert wird

$$\log z_t = (1-\psi_z)\log\bar{z} + \psi_z \log z_{t-1} + \varepsilon_t^z \,. \tag{6.5}$$

Bezüglich des stochastischen Prozess wird angenommen, dass $\varepsilon_t \sim i.i.d.N\left(0,\sigma^2\right)$ sowie $0 < \psi_z < 1$. Die Zwischenproduktunternehmen i fragen daher in jeder Periode t $n_t^U(i)$ Arbeitseinheiten nach und zahlen an den repräsentativen Arbeitsvermittler den Nominallohn w_t^N. Zudem fragen sie $k_{t-1}^U(i)$ Einheiten von Kapital nach und zahlen hierfür insgesamt $r_t^N k_{t-1}^U(i)$.

Die monetäre Institution

Die Aufgabe des Staates besteht darin, in jeder Periode t Geld bereitzustellen. Das Geldangebot M_t wächst in jeder Periode mit der exogenen Rate g_t, so dass $M_t = (1+g_t)M_{t-1}$. Neu kreiertes Geld wird an die Haushalte pauschal ausgeschüttet, mithin gilt für jeden Haushalt j $\tau_t(j) = M_t(j) - M_{t-1}(j)$. Ausgehend von der Wachstumsrate der Geldmenge, lässt sich die Entwicklung der realen Geldmenge wie folgt darstellen:

$$m_t = \frac{1+g_t}{1+\pi_t} m_{t-1} \,, \tag{6.6}$$

wobei $\pi_t = (P_t - P_{t-1})/P_{t-1}$ die Inflationsrate darstellt. Für die spätere Analyse ist es zweckmäßig $\varpi_t = g_t - \bar{g}$ zu definieren, wobei "$\bar{\ }$" im Folgenden den steady state einer Variable symbolisiert; ϖ_t ist mithin die Abweichung der Wachstumsrate der Geldmenge von ihrer steady state Wachstumsrate. In Anlehnung an Walsh (1998, S. 69) wird diese Abweichung als stochastischer Prozess modelliert, der in logarithmierter Form wie folgt dargestellt werden kann:

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

(6.7) $$\varpi_t = \psi_\varpi \varpi_{t-1} + \phi_z z_{t-1} + \varepsilon_t^\varpi ,$$

wobei $0 \le \psi_\varpi < 1$ und $\varepsilon_t^\varpi \sim i.i.d.N\left(0, \sigma_\varpi^2\right)$.

Die Indexierung des stochastischen Prozesses macht deutlich, dass die Haushalte die Realisationen von ϖ_t und z_t kennen, wenn sie die optimalen Zeitpfade für Konsum, Freizeit, Realkasse und Kapitalstock wählen.

Das Optimierungskalkül der Akteure

Das *Endproduktunternehmen* agiert auf einem Markt vollkommener Konkurrenz. In jeder Periode wählt es gewinnmaximal $y_t(i)$ für alle $i \in [0, 1]$:

(6.8) $$\max_{y_t(i)} \; P_t y_t - \int_0^1 P_t(i) y_t(i)\, di ,$$

wobei P_t den Preis des produzierten Endprodukts in Geldeinheiten repräsentiert und $P_t(i)$ den Preis der produzierten Zwischenprodukte *i*. Aus dem Maximierungskalkül lassen sich die Nachfragefunktionen nach den Zwischengütern *i* ableiten. Sie lauten:[6]

(6.9) $$y_t^d(i) = \left[\frac{P_t(i)}{P_t}\right]^{-\theta} y_t .$$

Die Marktform der vollkommenen Konkurrenz impliziert für den Produzenten der Endprodukte Gewinne in Höhe von Null. Für das Preisniveau des Endprodukts ergibt sich hieraus:

(6.10) $$P_t = \left[\int_0^1 P_t(i)^{1-\theta}\, di\right]^{1/1-\theta}$$

[6] "*d*" steht im Folgenden für Nachfrage, "*s*" für Angebot.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Die *Produzenten der Zwischengüter* $y(i)$ produzieren gemäß der Cobb-Douglas Technologie

$$y_t^s(i) = z_t\left(k_{t-1}(i)\right)^{\alpha}\left(n_t(i)\right)^{1-\alpha} \text{ mit } \alpha \in [0, 1] \tag{6.11}$$

und agieren auf Märkten unvollkommener Konkurrenz. Da jedem Produzenten i Kosten entstehen, wenn der Güterpreis $P_t(i)$ geändert wird, sehen sich die Produzenten der Zwischengüter einer Anpassungskostenfunktion gegenüber, die – in Einheiten des Endprodukts gemessen – wie folgt formuliert wird:

$$\frac{\phi_P}{2}\left[\frac{P_t(i)}{P_{t-1}(i)} - 1\right]^2 y_t \text{ mit } \phi_P \geq 0\,. \tag{6.12}$$

Im Unterschied zu prototypischen Menü-Kosten, die fix mit jeder Preisveränderung anfallen, formalisiert Gleichung (6.12.) sowohl die Kosten der Preisanpassung per se als auch die negativen Einflüsse, die von Preisveränderungen auf die Beziehung von Anbietern und Nachfragern ausgeht. Diese Einflüsse steigen mit der Höhe der Preisänderungen und der Menge, die gekauft wird (vgl. Rotemberg 1982, S. 1190). Durch die Anpassungskosten bedingt, lösen die Unternehmen ein dynamisches Optimierungsproblem (vgl. Ireland 1997, S. 89)

$$\max\ E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{\lambda_t(j)\Pi_t(i)}{P_t}, \tag{6.13}$$

wobei $\beta^t \lambda_t(j)/P_t$ den Grenznutzen des Haushalts j in der Periode t widerspiegelt, den eine zusätzliche Geldeinheit (in Gütereinheiten) stiftet.[7] Die nominalen Gewinne $\Pi_t(i)$ sind definiert als

[7] Für eine alternative Interpretation siehe *Maussner* (1998, S. 36). Es gilt: $\lambda_t(j) = \Lambda_t(j)/\beta^t$, $\Lambda_t(j)$ ist der Lagrange-Multiplikator der Budgetrestriktion des Haushalts j (siehe unten).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

(6.14)
$$\Pi_t(i) = P_t(i)y_t(i) - w_t^N n_t^U(i) - r_t^N k_{t-1}^U(i) - P_t \frac{\phi_P}{2}\left[\frac{P_t(i)}{P_{t-1}(i)} - 1\right]^2 y_t \,.$$

Bei der Maximierung der Gewinnfunktion muss das Unternehmen die Absatzbeschränkung

(6.15)
$$y_t^s(i) = f\left(k_{t-1}^U(i), n_t^U(i), z_t\right) = \left[\frac{P_t(i)}{P_t}\right]^{-\theta} y_t = y_t^d(i)$$

berücksichtigen. Die sich aus dem Optimierungskalkül ergebenden Bedingungen erster Ordnung lauten:[8]

(6.16)
$$\xi_t f_k\left(k_{t-1}^U(i), n_t^U(i), z_t\right) = \lambda_t(j) r_t \;,$$

(6.17)
$$\xi_t f_n\left(k_{t-1}^U(i), n_t^U(i), z_t\right) = \lambda_t(j) w_t \;,$$

(6.18)
$$\begin{aligned}&\lambda_t(j)(1-\theta)\left[\frac{P_t(i)}{P_t}\right]^{-\theta}\frac{y_t}{P_t} - \lambda_t(j)\phi_P\left[\frac{P_t(i)}{P_{t-1}(i)} - 1\right]\frac{y_t}{P_{t-1}(i)}\\ &+\xi_t\theta\left[\frac{P_t(i)}{P_t}\right]^{-\theta-1}\frac{y_t}{P_t} + \beta E_t\left\{\lambda_{t+1}(j)\phi_P\left[\frac{P_{t+1}(i)}{P_t(i)} - 1\right]y_{t+1}\frac{P_{t+1}(i)}{[P_t(i)]^2}\right\}\\ &= 0,\end{aligned}$$

wobei ξ_t den (mit β^t diskontierten) Lagrange-Multiplikator der Nebenbedingung symbolisiert. Aus den Gleichungen (6.16.) und (6.17.) erkennt man, dass das jeweilige Grenzprodukt nicht dem Faktorentgelt gleicht. Aufgrund der Monopolstellung realisieren die Unternehmen eine Profitmarge (*markup*). Gleichung (6.18.) spiegelt die optimale Preisentscheidung wider.

[8] Das Subskript $_x$ kennzeichnet die partielle Ableitung einer Funktion nach der Variablen x.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Der *repräsentative Arbeitsvermittler* agiert auf einem Markt vollkommener Konkurrenz. In jeder Periode t wählt er gewinnmaximal $n_t(j)$ für alle $j \in [0, 1]$:

(6.19)
$$\max_{n_t(j)} w_t^N n_t - \int_0^1 w_t^N(j) n_t(j) dj ,$$

wobei w_t^N den Preis der aggregierten Arbeit in Geldeinheiten repräsentiert und $w_t^N(j)$ den Geldlohn für die Arbeitsleistung des Haushalts j. Aus diesem Maximierungskalkül lassen sich die Nachfragefunktionen nach den Arbeitsleistungen j ableiten. Sie lauten:

(6.20)
$$n_t^d(j) = \left[\frac{w_t^N(j)}{w_t^N} \right]^{-\zeta} n_t .$$

Die Marktform der vollkommenen Konkurrenz impliziert für den Arbeitsvermittler Gewinne in Höhe von Null. Für das Lohnniveau der aggregierten Arbeit ergibt sich hieraus:

(6.21)
$$w_t^N = \left[\int_0^1 w_t^N(j)^{1-\zeta} dj \right]^{1/1-\zeta}$$

Wie bereits erwähnt, setzen die *Haushalte* ihren Lohnsatz nutzenmaximal und gemäß ihrer „Preis-Absatz-Funktion", so dass jeweils das Angebot und die Nachfrage nach Arbeitsleistungen sich entsprechen, d.h. $n_t^s(j) = n_t^d(j)$. Allerdings muss jeder Haushalt j seinen Nominallohn für vier Perioden festsetzen, also für t, $t + 1$, $t + 2$ und $t + 3$. Das Maximierungsproblem des Haushalts lässt sich dann wie folgt formulieren:

(6.22)
$$\max_{\{c_t(j),\, w_t^N(j),\, k_t^H(j),\, m_t^H(j)\}_{t=0}^{\infty}} E_t \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u \left(c_t(j),\, m_t(j),\, 1 - \left(\frac{w_t^N(j)}{w_t^N} \right)^{-\zeta} n_t \right) \right\}$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

unter der Nebenbedingung

(6.23)
$$\tau_t(j) + +w_t^N(j)\left(\frac{w_t^N(j)}{w_t^N}\right)^{-\zeta} n_t + P_t\left(1+r_t-\delta\right)k_{t-1}^H(j)$$
$$+ M_{t-1}(j) + \int_0^1 s_{i,j}\Pi_t(i)\,di$$
$$= P_t c_t(j) + P_t k_t(j) + M_t(j).$$

Die Bedingungen erster Ordnung lauten:

(6.24)
$$u_c\left(c_t(j), m_t(j), 1-\left(\frac{w_t^N(j)}{w_t^N}\right)^{-\zeta} n_t\right) = P_t\lambda_t(j),$$

(6.25)
$$u_M\left(c_t(j), m_t(j), 1-\left(\frac{w_t^N(j)}{w_t^N}\right)^{-\zeta} n_t\right)\frac{1}{P_t} + \beta E_t\lambda_{t+1}(j) = \lambda_t(j),$$

(6.26)
$$P_t\lambda_t(j) = \beta E_t\lambda_{t+1}(j)P_{t+1}\left(1+r_{t+1}-\delta\right),$$

(6.27)
$$\sum_{s=0}^{3}\beta^{t+s}E_t u_{w(j)}\left(c_t(j), m_t(j), 1-\left(\frac{w_t^N(j)}{w_{t+s}^N}\right)^{-\zeta} n_{t+s}\right)$$
$$\cdot\zeta\left(\frac{w_t^N(j)}{w_{t+s}^N}\right)^{-\zeta-1}\frac{n_{t+s}}{w_{t+s}^N} + E_t\lambda_{t+s}(j)\left(1-\zeta\right)\left(w_{t+s}^N(j)\right)^{-\zeta}\left(w_{t+s}^N\right)^{\zeta} n_{t+s}$$
$$= 0,$$

wobei $\lambda_t(j) = \Lambda_t(j)/\beta^t$ und $\Lambda_t(j)$ der Lagrange-Multiplikator der Budgetrestriktion des Haushalts j ist.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Um das Modell bezüglich der Heterogenität der Haushalte zu vereinfachen, wird folgende Annahme getroffen: es wird unterstellt, dass (nicht explizit modelliert) ein vollständiger Versicherungsmarkt existiert (*complete contingent market*), der es den Haushalten ermöglicht, sich gegen jedes idiosynkratische Risiko zu versichern, so dass unabhängig von der Periode, in der die Haushalte ihren optimalen Lohnsatz setzen, und unabhängig von der Periode, in der ein exogener Schock die Ressourcen der Haushalte beeinflusst, sich die Haushaltsentscheidungen hinsichtlich der Konsum- und der Geldnachfrage sowie der Kapitalakkumulation gleichen. Dies gilt, weil angenommen wird, dass die Anfangsausstattung identisch ist und Konsum und Arbeit (Freizeit) in der Nutzenfunktion separabel sind. Die Profile für Konsum, Geld und Kapital sind also für alle Haushalte identisch und unabhängig von der Periode, in der die Geldlöhne für eine exogen gegebene Periode gesetzt werden (analog zu Ascari 2000, S. 671 oder Edge 2000, S. 5). Damit lässt sich das symmetrische Marktgleichgewicht wie folgt beschreiben.

Das symmetrische Marktgleichgewicht

Das symmetrische Gleichgewicht ist eine Allokation, die folgende Eigenschaften besitzt:

- Die Haushalte j nehmen alle Preise bis auf den eigenen Nominallohnsatz als gegeben und maximieren ihre intertemporale Nutzenfunktion.
- Der repräsentative Arbeitsvermittler nimmt alle Preise als gegeben und maximiert seine Gewinnfunktion.
- Die Zwischenproduktproduzenten i nehmen alle Preise bis auf den eigenen Güterpreis als gegeben und maximieren ihren Marktwert.
- Der repräsentative Endproduktproduzent nimmt alle Preise als gegeben und maximiert seine Gewinnfunktion.
- In jeder Periode t werden die Faktormärkte und die Gütermärkte geräumt, das heißt in jeder Periode existiert ein Reallohnsatz w_t und ein Realzins r_t, der jeweils den Arbeits- bzw. Kapitalmarkt räumt, es existiert ein Preisvektor $\{P_t(i)\}$ für $i \in [0, 1]$, der die Märkte für die Zwischenprodukte räumt sowie ein Preis P_t, der das Angebot und die Nachfrage auf dem Gütermarkt für das Endprodukt in Übereinstimmung bringt.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

- Aufgrund der Symmetrie des Modells folgt bezüglich der Variablen x des Modells mit Index i allgemein

$$x_t = \int_0^1 x_t(i)\,di = x_t(i)$$

bzw. für die Variablen mit Index j

$$x_t = \int_0^1 x_t(j)\,dj = x_t(j)\,.$$

Ausgenommen hiervon sind der Nominallohn $w_t^N(j)$, der Reallohn $w_t(j)$ sowie $n_t(j)$, da die Haushalte j ihren optimalen Lohnsatz asynchron setzen, so dass der aggregierte Lohnsatz w_t^N auch im symmetrischen Gleichgewicht nicht mit $w_t^N(j)$ identisch ist.

Die aggregierte Nachfrage lautet aufgrund der realen Anpassungskosten wie folgt:

(6.28)
$$\begin{aligned} y_t &= c_t + k_t - (1-\delta)k_{t-1} + \frac{\phi_P}{2}\left[\frac{P_t(i)}{P_{t-1}(i)} - 1\right]^2 y_t \\ &= c_t + I_t + \frac{\phi_P}{2}\left[\frac{P_t(i)}{P_{t-1}(i)} - 1\right]^2 y_t\,. \end{aligned}$$

Die Transfers der monetären Institution an die Haushalte werden durch die Geldschöpfung $\tau_t = g_t M_{t-1}$ finanziert. Im Gleichgewicht wächst die nominale Geldmenge mit der Rate $\bar{g}$, während die reale Geldmenge im Gleichgewicht konstant bleibt.

Aufgrund der Symmetrie des Modells vereinfachen sich die Bedingungen erster Ordnung der Zwischengutproduzenten zu:

(6.29)
$$\xi_t f_k(k_{t-1}, n_t, z_t) = \lambda_t r_t\,,$$

(6.30)
$$\xi_t f_n(k_{t-1}, n_t, z_t) = \lambda_t w_t\,,$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

(6.31)
$$\lambda_t(1-\theta)-\lambda_t\,\phi_P\left[\frac{P_t}{P_{t-1}}-1\right]\frac{P_t}{P_{t-1}}+\xi_t\theta$$
$$+\beta E_t\left\{\lambda_{t+1}\,\phi_P\left[\frac{P_{t+1}}{P_t}-1\right]\frac{y_{t+1}}{y_t}\frac{P_{t+1}}{P_t}\right\}=0.$$

Die Gleichungen (6.29.) und (6.30.) setzen die Grenzrate der Substitution von Kapital und Arbeit dem relativen Faktorpreisverhältnis r_t/w_t gleich. Aus den Gleichungen (6.29.) und (6.30.) erkennt man, dass $\lambda_t/\xi_t \equiv \mu_t$ den Aufschlag (markup) wiedergibt, der aus dem monopolistischen Spielraum des Unternehmens i resultiert. Aus Gleichung (6.31.) folgt, dass dieser markup eine Konstante ist, wenn $\phi_P = 0$. In diesem Fall ist $\mu_t = \overline{\mu} = \theta/(\theta-1)$.

Im symmetrischen Gleichgewicht lassen sich die Optimalitätsbedingungen der Haushalte j und der Zwischengutproduzenten i zusammenfassen:

(6.32)
$$u_c\left(c_t, m_t, 1-\left(\frac{w_t^N(j)}{w_t^N}\right)^{-\zeta} n_t\right)$$
$$=u_M\left(c_t, m_t, 1-\left(\frac{w_t^N(j)}{w_t^N}\right)^{-\zeta} n_t\right)$$
$$+\beta E_t\left(u_c\left(c_{t+1}, m_{t+1}, 1-\left(\frac{w_t^N(j)}{w_{t+1}^N}\right)^{-\zeta} n_{t+1}\right)\frac{1}{1+\pi_{t+1}}\right),$$

(6.33)
$$u_c\left(c_t, m_t, 1-\left(\frac{w_t^N(j)}{w_t^N}\right)^{-\zeta} n_t\right)$$
$$=\beta E_t R_{t+1} u_c\left(c_{t+1}, m_{t+1}, 1-\left(\frac{w_t^N(j)}{w_{t+1}^N}\right)^{-\zeta} n_{t+1}\right),$$

(6.34)
$$R_t=\frac{1}{\mu_t}f_k(k_{t-1}, n_t, z_t)+1-\delta,$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$(6.35)\quad \sum_{s=0}^{3}\beta^{t+s}E_t u_{w(j)}\left(c_t, m_t, 1-\left(\frac{w_t^N(j)}{w_{t+s}^N}\right)^{-\zeta} n_{t+s}\right)\zeta\left(\frac{w_t^N(j)}{w_{t+s}^N}\right)^{-\zeta-1}\frac{n_{t+s}}{w_{t+s}^N}$$
$$+E_t u_c\left(c_t, m_t, 1-\left(\frac{w_t^N(j)}{w_{t+s}^N}\right)^{-\zeta} n_{t+s}\right)\frac{1}{P_{t+s}}(1-\zeta)\left(w_{t+s}^N(j)\right)^{-\zeta}\left(w_{t+s}^N\right)^{\zeta} n_{t+s}=0.$$

Die Gleichungen lassen sich folgendermaßen interpretieren: da die zur Verfügung stehenden Ressourcen der Haushalte auf Konsum, physisches Kapital und Geld verteilt werden, müssen die nachgefragten Größen jeweils denselben Grenznutzen stiften.

Aus der Optimalitätsbedingung (6.32.) geht hervor, dass der Grenznutzen des Geldes zum Zeitpunkt t dem Grenznutzen des Konsums zum Zeitpunkt t gleichen muss. Der Grenznutzen des Geldes setzt sich dabei aus zwei Komponenten zusammen. Zunächst stiftet Geld direkt Nutzen in Höhe von $u_M(\cdot)$. Darüber hinaus erhöhen sich die Ressourcen in $t+1$ um $P_t/P_{t+1}=1/(1+\pi_{t+1})$ bzw. auf den Zeitpunkt t bezogen um $\beta/(1+\pi_{t+1})$, so dass der zusätzliche Konsum in $t+1$, der aus der erhöhten Geldnachfrage in t finanziert werden kann, mit $\beta E_t\left(\frac{u_c(c_{t+1}, 1-n_{t+1}, m_{t+1})}{1+\pi_{t+1}}\right)$ bewertet wird.

Gleichung (6.33.) lässt sich analog interpretieren: der Grenzertrag aus der Akkumulation des Kapitals $\beta E_t R_{t+1} u_c(c_{t+1}, 1-n_{t+1}, m_{t+1})$ gleicht dem Grenznutzen des Konsums. Gleichung (6.35) bringt implizit zum Ausdruck, dass die Haushalte den Grenznutzen der Freizeit (bzw. das Grenzleid der Arbeit) dem Grenznutzen des Lohneinkommens über die Dauer der Lohnfixierung gleichsetzen. Hierbei beachten die Haushalte, dass die Entscheidung bezüglich ihres optimalen Nominallohns die Nachfrage nach ihrer Arbeit und damit auch ihr Lohneinkommen beeinflusst. Aufgrund des monopolistischen Spielraums setzen die Haushalte ihren optimalen Lohnsatz so, dass der Reallohn $w_t(j)$ der Grenzrate der Substitution zwischen Freizeit und Konsum (GRS) und einem fixen markup entspricht:

$$w_t(j)=\frac{\zeta}{\zeta-1}GRS\,.$$ [9]

[9] Die Grenzrate der Substitution ist dabei ein Quotient von gewichtetem Grenznutzen der Freizeit und gewichtetem Grenznutzen des Konsums. Siehe beispielsweise *Ascari* (2000, S. 671).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Der Produktivitätsschock z_t (in logarithmierter Form) wird wie folgt spezifiziert:

$$\log z_t = (1-\psi_z)\log\bar{z} + \psi_z \log z_{t-1} + \varepsilon_t^z \,, \tag{6.36}$$

mit $|\psi_z| < 1$, $\bar{z} = 1$ und $\varepsilon_t^z \sim i.i.d.N(0,\sigma^2)$.

Das Modell ist ein nichtlineares System mit 14 Gleichungen, welches die 12 endogenen Variablen des Modells bestimmt: y_t, c_t, k_t, I_t, m_t, n_t, R_t, μ_t, w_t, $w_t(j)$, P_t π_t. Exogen bestimmt sind die Variablen z_t sowie ϖ_t.

Charakterisierung des steady state

Um die dynamischen Eigenschaften des Modells abzuleiten, ist es notwendig, zunächst die steady state Bedingungen zu formulieren. Unterstellt man einen steady state, bei dem die Inflationsrate Null beträgt (z. B. Erceg 1997 und Huang/Liu 2002), setzen alle Haushalte, unabhängig zu welcher Gruppe sie gehören, denselben Nominallohn. Der Reallohn ist für alle Haushalte gleich und wird nicht von der asynchronen Fixierung der Nominallöhne beeinflusst.

Formuliert man den steady state für eine Ökonomie hingegen mit einer positiven Inflationsrate, dann geht die Symmetrie des Modells verloren. Aufgrund der verschachtelten Nominallöhne ist das Arbeitsangebot $n_t(j)$ (und entsprechend die Nachfrage) der Haushalte der Gruppe j nicht über die Zeit konstant, da der Reallohn $w_t(j)$ nicht für die Periode des fix gesetzten Nominallohns konstant bleibt. Dadurch unterscheiden sich die jeweiligen Arbeitsangebote (und Nachfrage) der einzelnen Gruppen in der Periode t, das heißt $n_t(j) \neq n_t(k)$ für $j \neq k$ und $j,k \in [0,1]$.

Im Folgenden wird unterstellt, dass die Ökonomie (zunächst) im Flex-Preis-Gleichgewicht gestartet ist, und die vier Haushaltsgruppen basierend auf dem Flexpreisgleichgewicht in den ersten vier Perioden den (identischen) optimalen Geldlohnsatz festlegt haben. Der steady state wird für diese Ökonomie als Zustand definiert, bei dem die Güterpreise und Geldlöhne mit derselben Rate wachsen wie die Geldmenge (analog zu Ascari/Rankin 2002, S. 661).[10] Vor

[10] *Erceg/Levin/Henderson* (2000) unterstellen, dass die Nominallöhne an die Inflation gekoppelt sind (indexiert). Dies vereinfacht die Analyse: der steady state ist derselbe wie im Fall flexibler Löhne; zudem unterscheiden sich die Entscheidungen der Haushalte unterschiedlicher Gruppen nicht mehr.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

dem Hintergrund dieser Annahmen sind die aggregierten Variablen des Modells im steady state konstant und mithin der aggregierte Arbeitseinsatz.

Satz 1: Der aggregierte Arbeitseinsatz ist im steady state konstant.

Beweis: Zu jedem Zeitpunkt t setzt sich der aggregierte Arbeitseinsatz aus dem Arbeitsangebot der vier Gruppen zusammen:

$$n_t = n_t(0) + n_t(1) + n_t(2) + n_t(3),$$

$n_t(j)$: Haushalt j setzt in Periode t - j seinen Nominallohn.

In der nächsten Periode setzt sich der aggregierte Arbeitseinsatz wie folgt zusammen:

$$n_{t+1} = n_{t+1}(0) + n_{t+1}(1) + n_{t+1}(2) + n_{t+1}(3).$$

Aufgrund der Symmetrie des Modells gilt (unabhängig vom Zeitpunkt t, setzen die Haushalte im steady state einen optimalen Geldlohnsatz):

$$\begin{aligned} n_{t+1}(0) &= n_t(1), \\ n_{t+1}(1) &= n_t(2), \\ n_{t+1}(2) &= n_t(3), \\ n_{t+1}(3) &= n_t(0). \end{aligned}$$

Damit lässt sich n_{t+1} wie folgt angeben:

$$n_{t+1} = n_t(0) + n_t(1) + n_t(2) + n_t(3),$$

mithin gilt:

$$n_t = n_{t+1}.$$

Der aggregierte Arbeitseinsatz ist im steady state konstant. ■

Satz 2: Der aggregierte Reallohn $\overline{w}$ ist im steady state konstant.

Beweis: Die Beweisführung ist analog. Zu jedem Zeitpunkt t ist der aggregierte Reallohn eine Funktion der jeweiligen Reallöhne der vier Gruppen:

$$w_t = f\big(w_t(0), w_t(1), w_t(2), w_t(3)\big),$$

$w_t(j)$: Haushalt j setzt in Periode t - j seinen Nominallohn w_t^N.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

In der nächsten Periode ist der Reallohn:

$$w_{t+1} = f\big(w_{t+1}(0), w_{t+1}(1), w_{t+1}(2), w_{t+1}(3)\big)$$

Aufgrund der Symmetrie des Modells gilt:

$$\begin{aligned} w_{t+1}(0) &= w_t(1), \\ w_{t+1}(1) &= w_t(2), \\ w_{t+1}(2) &= w_t(3), \\ w_{t+1}(3) &= w_t(0). \end{aligned}$$

Damit lässt sich w_{t+1} wie folgt angeben:

$$w_{t+1} = f\big(w_t(0), w_t(1), w_t(2), w_t(3)\big),$$

mithin gilt:

$$w_t = w_{t+1}\,.$$

Der aggregierte Reallohn ist im steady state konstant. ■

Um den steady state präziser beschreiben zu können, müssen die Funktionen spezifiziert werden. Die Produktionsfunktion der Zwischengutproduzenten im symmetrischen Gleichgewicht ist die Cobb-Douglas Funktion:

(6.37) $$y_t = z_t k_{t-1}^{\alpha} n_t^{1-\alpha}\,.$$

Die Nutzenfunktion (siehe Fischer 1979b bzw. Walsh 1998) lautet:

(6.38) $$u(c_t, m_t, l_t) = \frac{\left(c_t m_t^b\right)^{1-\Phi}}{1-\Phi} + \Psi \frac{l_t^{1-\eta}}{1-\eta}\,,$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

mit b, η, Φ, $\Psi > 0$ und $b(1-\Phi)<1$. Die gesamte zur Verfügung stehende Zeit wird auf Eins normiert, so dass $n_t = 1 - l_t$ gilt. King/Plosser/Rebelo (1988) haben gezeigt, dass die oben genannten Präferenzen konsistent mit einem steady state Wachstumspfad sind. Für $\Phi = 1$ sind die Präferenzen log-linear in c und m. Basierend auf diesen Funktionen lässt sich folgern:

Korollar 1: Aus der Bedingung erster Ordnung $\xi_t f_n(k_{t-1}, n_t, z_t) = \lambda_t w_t$ folgt $(1-\alpha)\frac{y_t}{n_t} = \mu_t w_t$ bzw. im steady state $(1-\alpha)\frac{\bar{y}}{\bar{n}} = \bar{\mu}\bar{w}$. Da auch der markup im steady state konstant ist, ist der aggregierte Output konstant (für eine alternative Herleitung dieses Ergebnis siehe Ascari 1998).

Korollar 2: Konstanter aggregierter Output und konstanter aggregierter Arbeitseinsatz implizieren aufgrund von $y_t = z_t k_{t-1}^{\alpha} n_t^{1-\alpha}$ einen konstanten aggregierten Kapitalstock.

Für den steady state lassen sich damit folgende Bedingungen ableiten: Aus Gleichung (6.33) ergibt sich:

(6.39) $$\bar{R} = \frac{1}{\beta},$$

während aus Gleichung (6.6) unmittelbar

(6.40) $$\bar{\pi} = \bar{g}$$

und aus (6.34)

(6.41) $$\bar{R} = 1 + \frac{1}{\bar{\mu}} f_k(\bar{k}, \bar{n}, 1) - \delta$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

folgt. Die aggregierte Ressourcenbeschränkung lautet:

(6.42)
$$\bar{y} = \bar{c} + \delta \bar{k} + \frac{\phi_P}{2} \bar{\pi}^2 \bar{y} .$$

Unter Berücksichtigung der spezifizierten Produktions- und Nutzenfunktion kann der steady state des Modells durch folgende Tabelle wiedergegeben werden:

Tabelle 6.1
Steady state

$\bar{R}$	$\frac{\bar{y}}{\bar{k}}$	$\frac{\bar{c}}{\bar{k}}$	$\frac{\bar{m}}{\bar{k}}$	$\frac{\bar{n}}{\bar{k}}$
$\frac{1}{\beta}$	$\frac{\bar{\mu}}{\alpha}\left(\bar{R} - 1 + \delta\right)$	$\frac{\bar{y}}{\bar{k}}\left(1 - \frac{\phi_P}{2}\bar{g}^2\right) - \delta$	$\frac{\Theta b}{\Theta - \beta}\frac{\bar{c}}{\bar{k}}$	$\left(\frac{\bar{y}}{\bar{k}}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}}$

$\Theta = 1 + \bar{g}$ ist der Wachstumsfaktor der nominalen Geldmenge. Aus der Tabelle lässt sich ablesen, dass die steady state Werte Funktionen der Modellparameter sind.

Tabelle 6.1 spiegelt die wesentlichen Charakteristiken des Modells im steady state. Mit Ausnahme des Quotienten von Geldmenge zu Kapitalstock sowie Konsum zu Kapitalstock sind die anderen Quotienten unabhängig von der Wachstumsrate der Geldmenge und damit unabhängig von den nominalen Variablen des Modells. Allerdings hängen Kapitalstock, Konsum und Output von der Wachstumsrate der Geldmenge ab, da die Beschäftigung auch im steady state von der Wachstumsrate der Geldmenge determiniert wird. Ausgehenend von Gleichung (6.35.) lässt sich nach Umformungen die Beschäftigung im steady state (implizit) wie folgt dargestellen:

(6.43)
$$\bar{n}^{-\upsilon} \sum_{i=0}^{3} \beta^i \left(1 - \Theta^{i\zeta} \bar{n}\right)^{-\eta} \Theta^{i\zeta}$$
$$= \frac{\zeta - 1}{\zeta} \frac{1}{\bar{\mu}} \frac{1-\alpha}{\Psi} \left(\frac{\Theta b}{\Theta - \beta}\right)^{b(1-\Phi)} \left(\frac{\bar{c}}{\bar{k}}\right)^{\upsilon} \left(\frac{\bar{y}}{\bar{k}}\right)^{\frac{-(\alpha+\upsilon)}{1-\alpha}} \sum_{i=0}^{3} \beta^i \Theta^{i(\zeta-1)},$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

wobei

$$\upsilon = b(1-\Phi) - \Phi .$$

Die Beschäftigung und damit die Gleichgewichtswerte von Konsum, Kapitalstock und Output hängen von der Inflationsrate ab.[11]

Für eine Modellökonomie mit einer steady state Inflation von Null sind die steady state Werte keine Funktion des Geldmengenwachstums, die Beschäftigung lässt sich dann wie folgt angeben:

(6.44)
$$(1-\bar{n})^{-\eta}\bar{n}^{-\upsilon} = \frac{\zeta-1}{\zeta}\frac{1}{\bar{\mu}}\frac{1-\alpha}{\Psi}\left(\frac{b}{1-\beta}\right)^{b(1-\Phi)}\left(\frac{\bar{c}}{\bar{k}}\right)^{\upsilon}\left(\frac{\bar{y}}{\bar{k}}\right)^{\frac{-(\alpha+\upsilon)}{1-\alpha}}$$

Kalibrierung des Modells

Die Parameter sind in Übereinstimmung mit der Literatur gewählt worden. Die hier gewählte Parameterisierung des Modells ist angelehnt an Ireland (1997) und Walsh (1998). Das kalibrierte Modell ist konsistent mit folgendem Szenario: der Anteil des Kapitals am gesamtwirtschaftlichen Einkommen α beträgt 30%, der Diskontfaktor β ist gewählt worden, um einen Realzins von ungefähr 4% per annum zu gewährleisten, die Abschreibungsrate δ beträgt 10% per annum. Im steady state Gleichgewicht wenden die Haushalte ungefähr 30% ihrer verfügbaren Zeit für Arbeit auf. Die jährliche Wachstumsrate der nominalen Geldmenge $\bar{g}$ beträgt 5%, der Parameter b der Nutzenfunktion ist kompatibel mit einem Quotient von Geldmenge zu Output von ungefähr 20%. θ ist 6, so dass der markup der Produzenten mit monopolistischem Spielraum 20% beträgt. Für ζ wird in Anlehnung an Erceg (1997) ein Wert von 10 gewählt, das heißt die Haushalte setzen einen markup von 11%. Der Parameter ϕ_P ist 3,95, so dass die Kosten der Preisanpassung ungefähr 0,030% des aggregierten Outputs entsprechen.

Bezüglich der intertemporalen Substitutionselastizität der Arbeit wird analog zu Walsh (1998) ein Wert von 2,0 zu Grunde gelegt. Da die Haushalte im stea-

[11] Dieses Ergebnis gilt auch für die Flex-Preis-Version des Modells, wenn die Löhne sich in jeder Periode anpassen können.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

dy state ein Drittel der verfügbaren Zeit arbeiten, setzt dies einen Wert von $\eta = 1$ voraus.[12] Bezüglich Φ wurde ein Wert von 0,5 zu Grunde gelegt, das entspricht einer intertemporalen Substitutionselastizität von 2,0.[13]

Folgende Tabelle fasst die Parameter des Modells zusammen:

Tabelle 6.2

Parametrisierung des Modells

α	β	δ	η	b	Φ
0,30	0,99	0,025	1,0	0,005	0,5
ϕ_z	Θ	ψ_z	ψ_ϖ	σ	σ_ϖ
-0,15	1,0125	0,95	0,687	0,007	0,00216
θ	ϕ_P	ζ			
6,0	3,95	10			

Lineare Approximation des Modells

Um für das vorliegende Modell Impuls-Antwort-Folgen zu simulieren, muss das System von nicht-linearen Differenzengleichungen gelöst werden. Eine Möglichkeit besteht darin, numerische Verfahren wie das Newton-Raphson-Verfahren anzuwenden (z. B. Erceg 1997), eine andere Möglichkeit besteht darin, das Gleichungssystem (log-)linear um den (stationären) steady-state zu approximieren. In Anlehnung an King/Plosser/Rebelo (1988) oder Campbell (1994) wird das Gleichungssystem log-linearisiert und basierend auf dem Lösungsalgorithmus von Uhlig (1999) simuliert. Das Modell wird mithilfe der

[12] Die intertemporale Substitutionselastizität der Arbeit lautet für das vorliegende Modell $E_n = -((\bar{n}-1)/\bar{n})(1/\eta)$.

[13] Die intertemporale Substitutionselastizität des Konsums lautet für das vorliegende Modell $E_c = 1/\Phi$.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Methode unbestimmter Koeffizienten (*method of undetermined coefficients*) als rekursives Gleichungssystem (*recursive equilibrium law of motion*) gelöst.[14]

Das linearisierte Gleichungssystem besteht aus insgesamt vierzehn Gleichungen, aus denen die Zeitpfade des Kapitalstocks, der Geldnachfrage, des Outputs, des Konsums, der Beschäftigung, des Realzins und der Inflationsrate abgeleitet werden können. Das Modell wird durch die exogenen Prozesse für den Produktivitätsschock und die Geldmenge geschlossen. Definiert man die prozentuale Abweichung einer Variablen x von seinem steady state mit $\hat{x}_t = \frac{x_t - \bar{x}}{\bar{x}}$, so lässt sich das Gleichungssystem wie folgt darstellen:

(6.45) $$\bar{y}\hat{y}_t = \bar{I}\hat{I}_t + \bar{c}\hat{c}_t + \tfrac{1}{2}\phi_P\bar{\pi}^2\bar{y}\hat{y}_t + \phi_P\bar{\pi}^2\bar{y}\hat{\pi}_t$$

(6.46) $$\bar{k}\hat{k}_t = \bar{I}\hat{I}_t + (1-\delta)\bar{k}\hat{k}_{t-1}$$

(6.47) $$\hat{y}_t = \alpha\hat{k}_{t-1} + (1-\alpha)\hat{n}_t + z_t$$

(6.48) $$\bar{R}\hat{R}_t = \frac{\alpha}{\bar{\mu}}\frac{\bar{y}}{\bar{k}}\left(\hat{y}_t - \hat{k}_{t-1} - \hat{\mu}_t\right)$$

(6.49) $$\hat{m}_t = \hat{m}_{t-1} - \frac{\bar{\pi}}{1+\bar{\pi}}\hat{\pi}_t + \frac{\bar{\pi}}{1+\bar{\pi}}\varpi_t$$

(6.50) $$E_t\hat{R}_{t+1} = E_t\left[\Phi(\hat{c}_{t+1} - \hat{c}_t) - b(1-\Phi)(\hat{m}_{t+1} - \hat{m}_t)\right]$$

[14] Die grundlegende Idee besteht darin, alle Variablen des Modells als lineare Funktionen eines Vektors von endogenen Variablen $\hat{x}_{t-1}$ und exogenen Variablen v_t darzustellen. Gesucht wird ein rekursives Gleichungssystem, das sich prinzipiell wie folgt darstellen lässt $\hat{x}_t = P\hat{x}_{t-1} + Qv_t$, wobei P und Q Matrizen symbolisieren. Siehe *Uhlig* (1999) für eine ausführliche Darstellung des Lösungsansatzes.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

(6.51)
$$E_t\hat{R}_{t+1} + \frac{\overline{\pi}}{1+\overline{\pi}} E_t\hat{\pi}_{t+1} = \frac{\Theta - \beta}{\beta}\left(\hat{c}_t - \hat{m}_t\right)$$

(6.52)
$$0 = \kappa_1\hat{\mu}_t + \kappa_2\hat{\pi}_t + \kappa_3 E_t\hat{\pi}_{t+1} + \kappa_4 E_t\left(\hat{y}_{t+1} - \hat{y}_t - \hat{R}_{t+1}\right)$$

(6.53)
$$0 = \kappa_{w(j)}\hat{w}_t(j) + \sum_{s=0}^{3}\kappa_{w,s}\hat{w}_{t+s} + \sum_{s=0}^{3}\kappa_{n,s}\hat{n}_{t+s} - \sum_{s=0}^{3}\kappa_{c,s}\hat{c}_{t+s} + \sum_{s=0}^{3}\kappa_{m,s}\hat{m}_{t+s} + \sum_{s=0}^{3}\kappa_{P,s}\hat{p}_{t+s} - \kappa_{w,0}\hat{p}_t$$

(6.54)
$$\hat{w}_t + \hat{p}_t = 0.25\left(\hat{w}_t(j) + \hat{p}_t\right) + 0.25\left(\hat{w}_{t-1}(j) + \hat{p}_{t-1}\right) + 0.25\left(\hat{w}_{t-2}(j) + \hat{p}_{t-2}\right) + 0.25\left(\hat{w}_{t-3}(j) + \hat{p}_{t-3}\right)$$

(6.55)
$$\hat{w}_t^N = \hat{w}_t + \hat{p}_t$$

(6.56)
$$\hat{w}_t = \hat{y}_t - \hat{n}_t - \hat{\mu}_t$$

(6.57)
$$\hat{\pi}_t = \frac{1+\overline{\pi}}{\overline{\pi}}\hat{p}_t - \frac{1+\overline{\pi}}{\overline{\pi}}\hat{p}_{t-1}$$

(6.58)
$$z_t = \psi_z z_{t-1} + \varepsilon_t^z$$

(6.59)
$$\varpi_t = \psi_\varpi \varpi_{t-1} + \phi_z z_{t-1} + \varepsilon_t^\varpi \ .$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

III. Monetärer Transmissionsmechanismus

Ein expansiver monetärer Impuls erhöht die Ressourcen der Haushalte. Aufgrund der asynchronen Fixierung des Lohnsatzes kann der aggregierte Nominallohn nicht proportional zum monetären Impuls ansteigen. Wie schnell sich der Geldlohnindex letztlich anpasst, hängt davon ab, wie sensibel die Haushalte ihren Nominallohn im Anschluss an einen monetären Impuls anpassen. Das Preisniveau passt sich ebenfalls nicht proportional an, da die Gewinnmaximierungsregel der Unternehmen fordert, einen konstanten markup auf die Stückkosten zu setzen, die ihrerseits durch die Reallöhne (und die Kapitalkosten) determiniert werden.

Aufgrund der gestiegenen Güternachfrage steigt die Arbeitsnachfrage der Unternehmen und das Einkommen der Haushalte. Dadurch reduziert sich der Grenznutzen des Einkommens (Konsums), während der Grenznutzen der Freizeit steigt. Diejenigen Haushalte, die ihren Nominallohn in der Periode des Schocks anpassen können, werden gemäß ihrem Optimierungskalkül den Lohnsatz so wählen, dass der Reallohn der Grenzrate der Substitution (zwischen Freizeit und Konsum) zuzüglich einem markup entspricht. Dabei berücksichtigt der Haushalt jedoch, dass durch eine Erhöhung seines Lohnsatzes sich sein relativer Lohnsatz erhöht und die Arbeitsvermittler mehr von denjenigen Haushalten nachfragen, die ihren Lohnsatz noch nicht angepasst haben. Dieser Substitutionseffekt wie auch der Einkommenseffekt, der aus dem verringerten Lohneinkommen resultiert, wirken der ursprünglichen Reduktion des Grenznutzens des Lohneinkommens und der Erhöhung des Grenznutzens der Freizeit entgegen und wirken daher dämpfend auf die Lohnerhöhung. Die Erhöhung des Nominallohnsatzes ist daher nicht proportional zur Erhöhung der aggregierten Nachfrage.

Legt man der Modellökonomie eine postive Inflationsrate im steady state zu Grunde, besitzen die Haushalte allerdings einen zusätzlichen Anreiz ihren Nominallohn zu erhöhen, denn bei positiver Inflationsrate sinkt der Reallohn aufgrund der Geldlohnfixierung kontinuierlich. Der Haushalt versucht daher den Nominallohn so zu setzen, dass der Reallohn im Durchschnitt der vier Quartale dem Reallohn entspricht, den er in Abwesenheit von Inflation verlangt oder – äquivalent –, den er fordern könnte, wenn er in jeder Periode seinen Geldlohn neu setzen könnte. Aufgrund der Symmetrie des Modells gleicht das Optimierungsproblem der nachfolgenden Haushaltsgruppen prinzipiell dem der ersten Gruppe, die ohne Zeitverzögerung den monetären Impuls in ihrem Optimierungskalkül berücksichtigt.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Aufgrund des eingetretenen Preisanstiegs im Anschluss an den Schock fallen die Reaktionen in der zweiten bis vierten Periode geringer aus, die Wirkung des expansiven Impulses reduziert sich zunehmend, so dass die Variablen gegen ihren ursprünglichen steady state konvergieren (mit Ausnahme des Preisindexes und des Geldlohnindexes).

Die Impuls-Antwort-Funktionen spiegeln die optimalen Entscheidungen der Haushalte und der Unternehmen wider. Die Dynamik des Modells ist kompatibel zu Huang/Liu (2002). Die Variablen Arbeit, Output, Konsum und Investitionen reagieren positiv auf den expansiven Impuls. Die Investitionen sind volatiler als der Output, dieser wiederum ist volatiler als der Konsum. Der Güterpreisindex und der Nominallohn reagieren positiv, der Reallohn zunächst negativ.

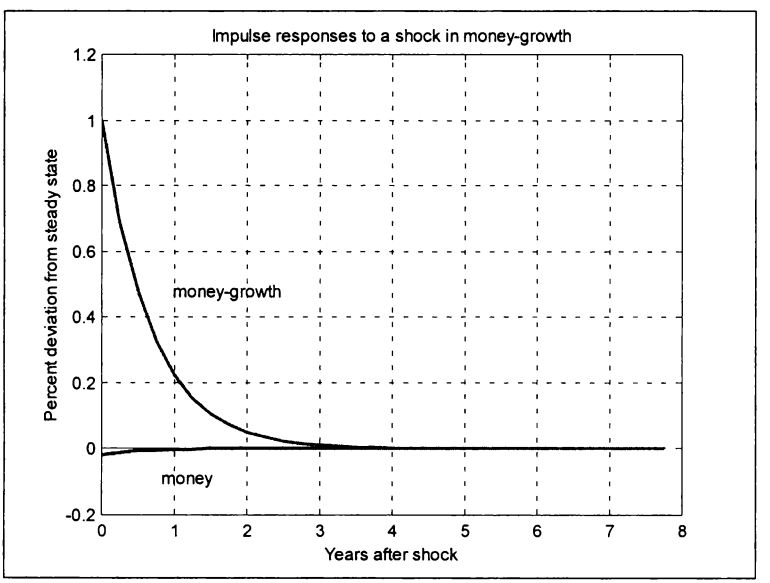

Abbildung 6.1: Impuls-Antwort der Wachstumsrate der Geldmenge und der Realkasse

Interessanterweise konvergieren nicht alle Impuls-Antwort-Funktionen monoton gegen den steady state. Zu Beginn der vierten Periode, wenn alle Haushalte die Möglichkeit genutzt haben, ihren optimalen Geldlohn zu setzen, kann für eine Reihe der Impuls-Antwort-Funktionen eine Art Überschiessen beobachtet werden (siehe hierzu auch Koenig 1999, 2000).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

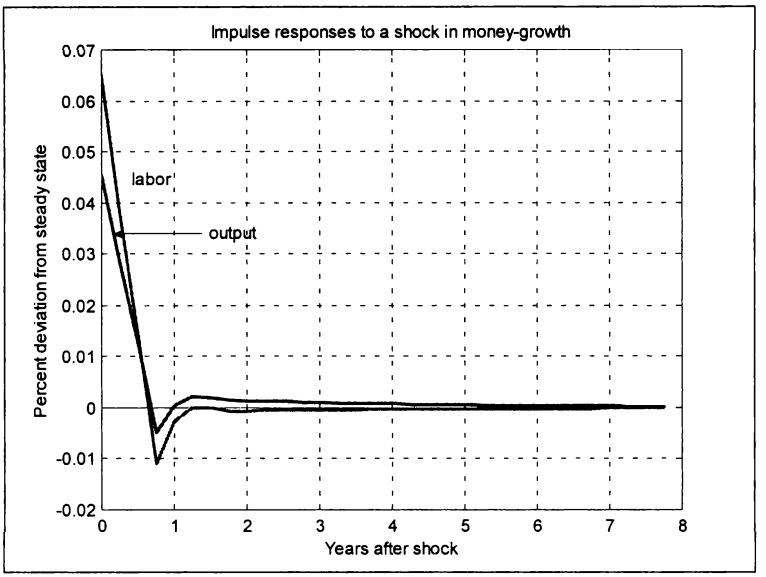

Abbildung 6.2: Impuls-Antwort des Outputs und des Arbeitsvolumens

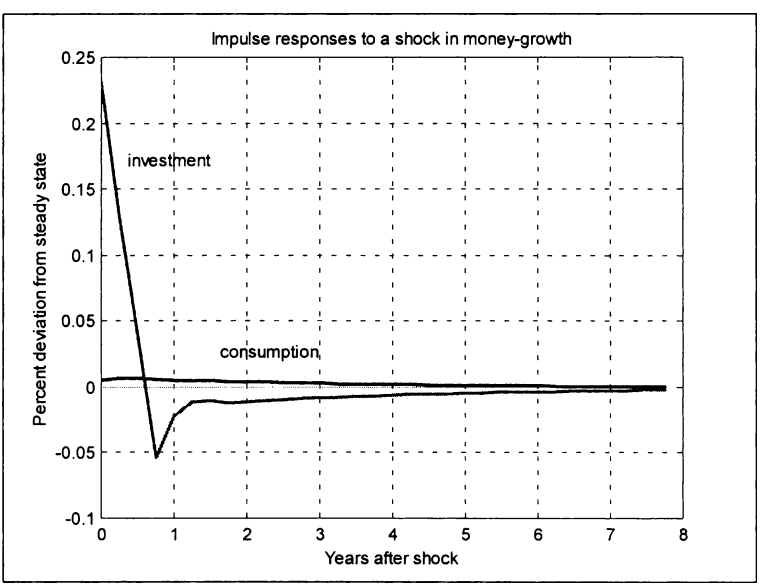

Abbildung 6.3: Impuls-Antwort des Konsums und der Investitionen

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

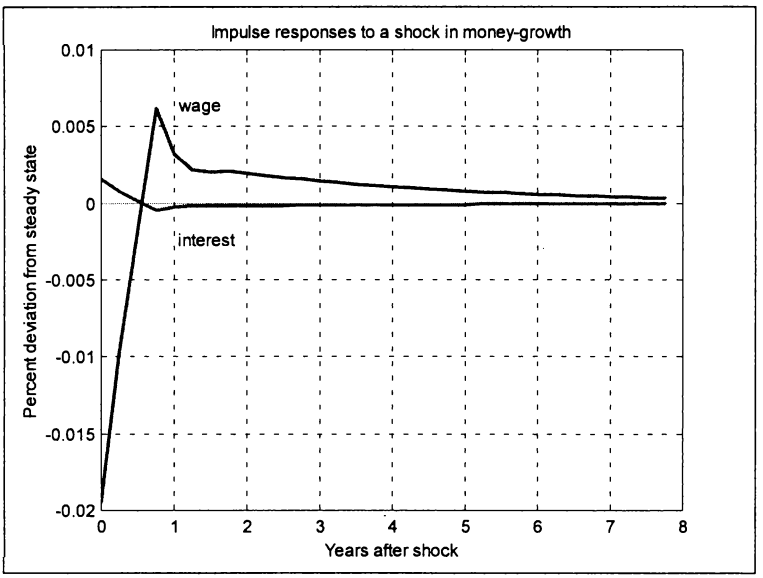

Abbildung 6.4: Impuls-Antwort des Reallohns und des Realzinses

Ab der vierten Periode ist ein Sinken der Nominal- und Reallöhne erkennbar, der Arbeitseinsatz und die gesamtwirtschaftliche Aktivität steigen wieder an. Erst ab der fünften Periode konvergieren alle Variablen gegen ihren steady state. Zu vermuten ist, dass diese Form des Überschiessens im Wesentlichen mit dem Überschiessen des Geldlohnindexes einhergeht. Für die hier zu Grunde gelegte Parametrisierung und für ein breites Spektrum alternativer Werte hinsichtlich der intertemporalen Substitutionselastizität der Arbeit liegt am Ende der vierten Periode der Geldlohnindex über seinem langfrisigen steady state Wert.[15] Diese Form des Überschiessens ist nicht kompatibel mit der empirischen Evidenz.

Alle qualitativen Aussagen bleiben bestehen, wenn man in das vorliegende Modell moderate Kosten der Preisanpassung integriert (0.03% des aggregierten Outputs). Dies ändert sich auch dann nicht, wenn man die Kosten der Preisanpassung auf (unrealistische) 3% des aggregierten Outputs erhöht.

[15] Die im nächsten Kapitel durchgeführte Sensitivitätsanalyse bestätigt diese Vermutung.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

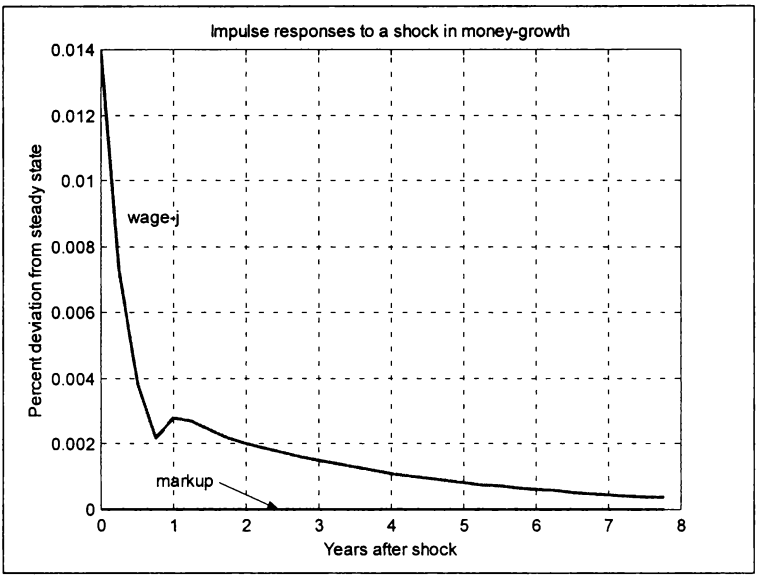

Abbildung 6.5: Impuls-Antwort des markup und des Reallohns j

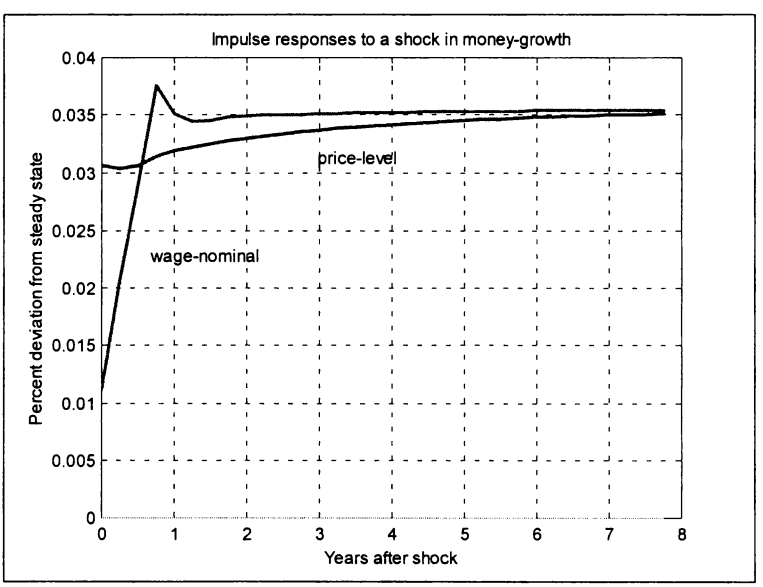

Abbildung 6.6: Impuls-Antwort des Nominallohns und des Preisniveaus

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

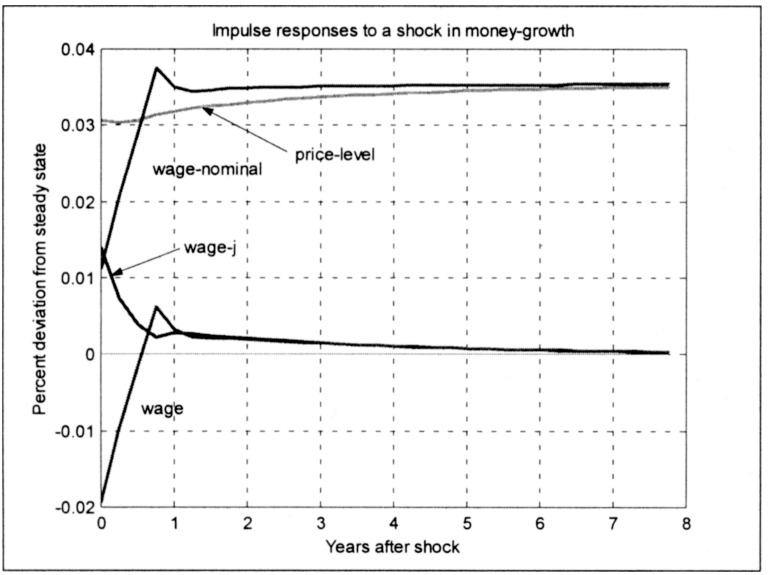

Abbildung 6.7: Impuls-Antwort des Nominal- und Reallohns, des Reallohns j und des Preisniveaus

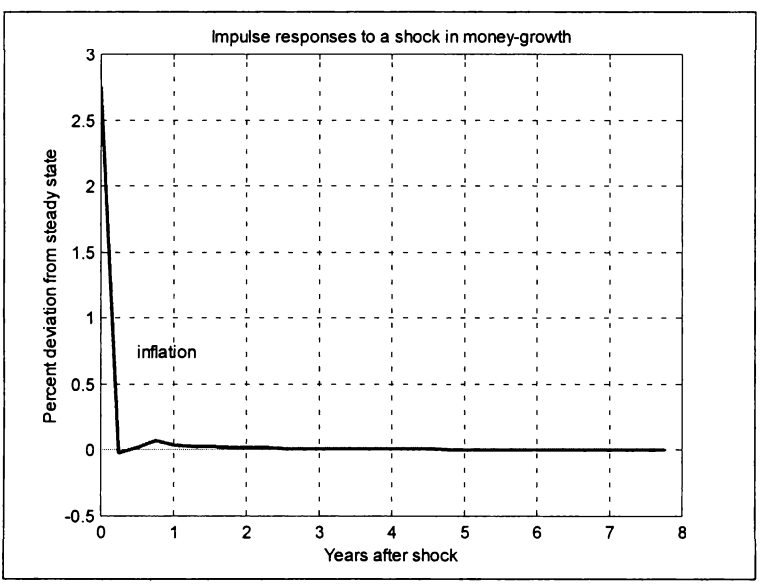

Abbildung 6.8: Impuls-Antwort der Inflationsrate

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Abbildung 6.9 zeigt beispielhaft die Reaktionen von Output, Arbeit und Konsum. Die Dynamik des Modells bleibt weitgehend unverändert, allerdings ist eine quantitativ stärkere Reaktion zu beobachten, da das Preisniveau aufgrund der Anpassungskosten weniger stark auf den monetären Impuls reagiert.

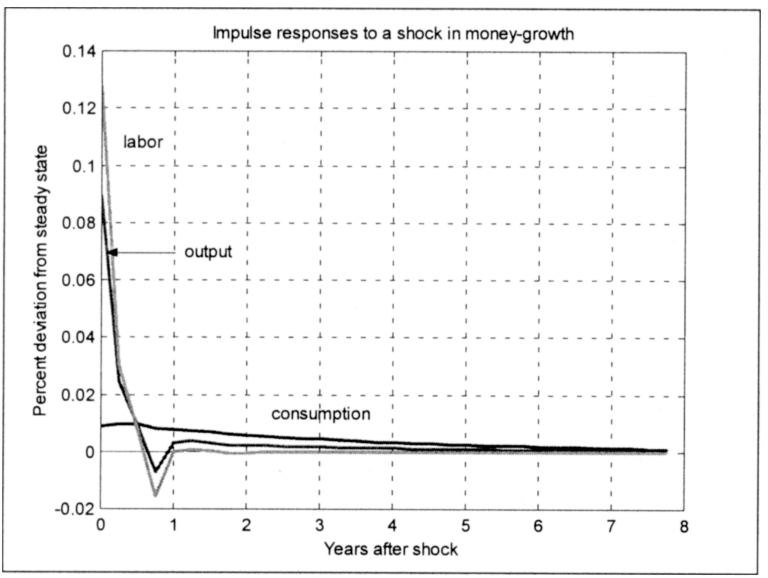

Abbildung 6.9: Impuls-Antwort des Outputs, des Arbeitsvolumens und des Konsums, Kosten der Preisanpassung in Höhe von 0,03%

IV. Sensitivitätsanalyse

Weitere Simulationen mit alternativen Parameterkonstellationen zeigen, dass hinsichtlich der im Vordergrund stehenden Fragestellung das Modell robust auf Variationen der Parameter reagiert. Insbesondere besitzen weder der Parameter ϕ_P, der die Höhe der Kosten der Preisanpassung determiniert, noch die Parameter θ oder ζ, die den markup der Unternehmen bzw. der Haushalte bestimmen, einen quantitativ bedeutsamen Einfluss auf die Dynamik des Modells im Anschluss an einen monetären Schock: zu Beginn der vierten Periode, wenn alle Haushalte die Möglichkeit hatten, einen neuen nutzenmaximierenden Nominallohn zu setzen, ist die expansive Wirkung des monetären Schocks verpufft.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Im Unterschied zu den Schlussfolgerungen von Koenig (2000) ist es für ein vergleichsweise breites Parameterspektrum unwahrscheinlich, dass die Variablen monoton gegen ihren steady state Wert konvergieren. Erst für einen unplausibel hohen Wert der intertemporalen Substitutionselastizität der Arbeit von 100% zeigen die Impuls-Antwort-Funktionen ein etwas höheres Maß an Persistenz wie Abbildung 6.10 und 6.11 illustrieren. Kompatibel zu den Ergebnissen von Ascari (2000) verstärkt eine Kombination von hoher intertemporaler Substitutionselastizität der Arbeit und des Konsums die Persistenz wie aus den Abbildungen 6.12 und 6.13. hervorgeht.

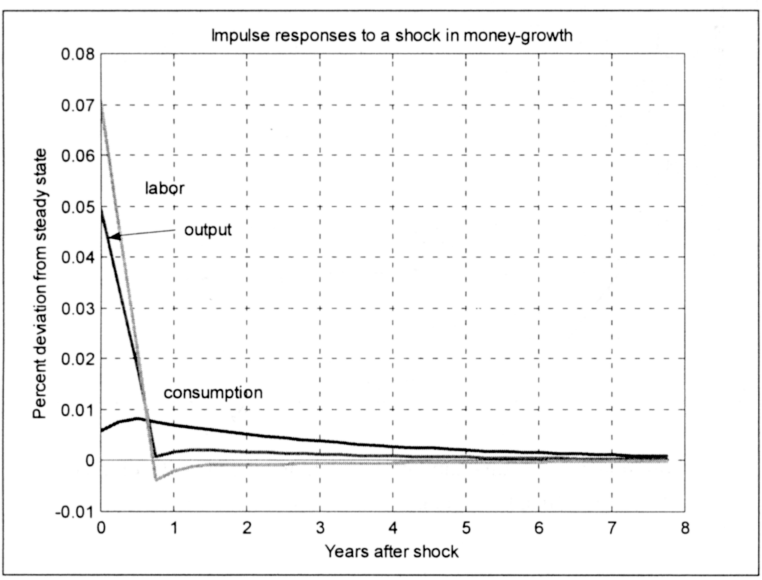

Abbildung 6.10: Impuls-Antwort des Outputs, des Arbeitsvolumens und des Konsums, $\eta = 1/50$

Legt man analog zu Chari/Kehoe/McGrattan (2000) oder Huang/Liu (2002) die Nutzenfunktion

$$u(c_t, m_t, 1-n_t) = \frac{\left(\left(bc_t^{\nu} + (1-b)m_t^{\nu}\right)^{1/\nu}\right)^{1-\Phi}}{1-\Phi} - \frac{n_t^{1+\eta}}{1+\eta}$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

zu Grunde, die eine Substitutionselastizität zwischen Konsum und Realkasse ungleich Eins zulässt, so veranschaulichen die Simulationen im Vergleich zu den bisherigen Ergebnissen – vielleicht überraschend – eine höhere Persistenz des Modells.

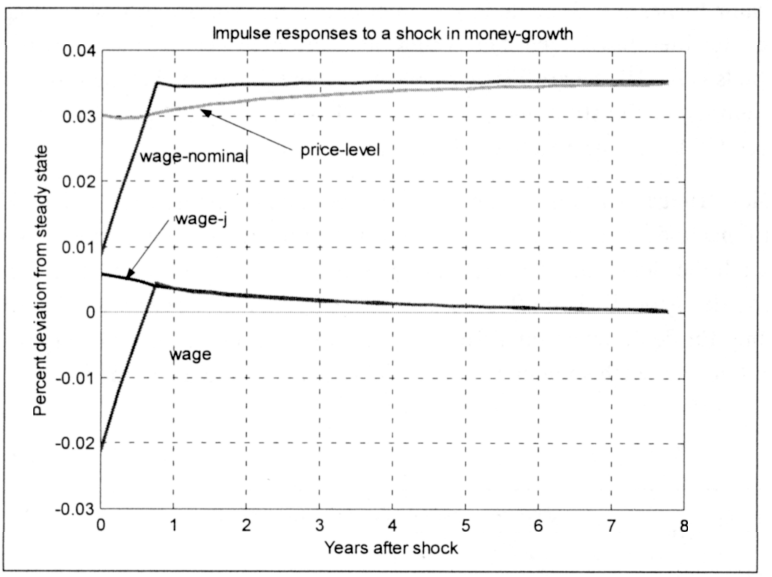

Abbildung 6.11: Impuls-Antwort des Nominal- und Reallohns, des Reallohns j und des Preisniveaus, $\eta = 1/50$

Interessanterweise weisen die Anpassungspfade der Variablen selbst dann eine höhere Persistenz auf, wenn man eine geringere intertemporale Subsitutionselastizität bezüglich Konsum und Freizeit als bislang in diesem Kapitel zu Grunde gelegt wurde. Wie die Impuls-Antwort-Folgen in Abbildung 6.14 illustriert, schiessen die Variablen Output, Arbeit, Konsum und Investitionen (nicht abgedruckt) nicht mehr über den steady state hinaus.[16] Wie aus Abbildung 6.15 hervorgeht, passen sich die Preise für die vorliegende Parametrisie-

[16] Die Parametrisierung der Nutzenfunktion ist an *Chari/Kehoe/McGrattan* (2000) anglehnt: b = 0,98, ν = -1,56. Die Parameter resultieren dabei aus der Schätzung einer Geldnachfragefunktion, deren Spezifikation aus der Bedingung erster Ordnung hinsichtlich M abgeleitet wird. Siehe *Chari/Kehoe/McGrattan* (2000, S. 1161).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

rung langsamer als bisher an den steady state Wert an. Die verschachtelte Geldlohnsetzung führt in dieser Version des Modells zu einer allmählichen Anpassung der Güterpreise.

Das höhere Maß an Persistenz der Variablen trotz gleichbleibender bzw. geringerer intertemporaler Substitutionselastizitäten ist bemerkenswert, da in der Literatur bisher die Bedeutung der intertemporalen Substitutionselastizität der Arbeit für die allmähliche Anpassung der Variablen hervorgehoben wird (vgl. beispielsweise Blanchard/Fischer 1989). Neuere Arbeiten betonen zudem die intertemporale Substitutionselastizität des Konsums (vgl. Ascari/Garcia 1999, Ascari 2000 und Chari/Kehoe/McGrattan 2000).

Die vorliegenden Simulationen zeigen über den bisherigen Stand der Diskussion hinaus, dass neben den genannten intertemporalen Substitutionselastizitäten auch die Substitutionsbeziehung zwischen Konsum und Realkasse die Persistenz des Modells beeinflussen kann. Die Bedeutung dieser Substitutionsbeziehung für den monetären Transmissionsmechanismus ist im Rahmen dynamischer Gleichgewichtsmodelle bislang nicht herausgearbeitet worden.

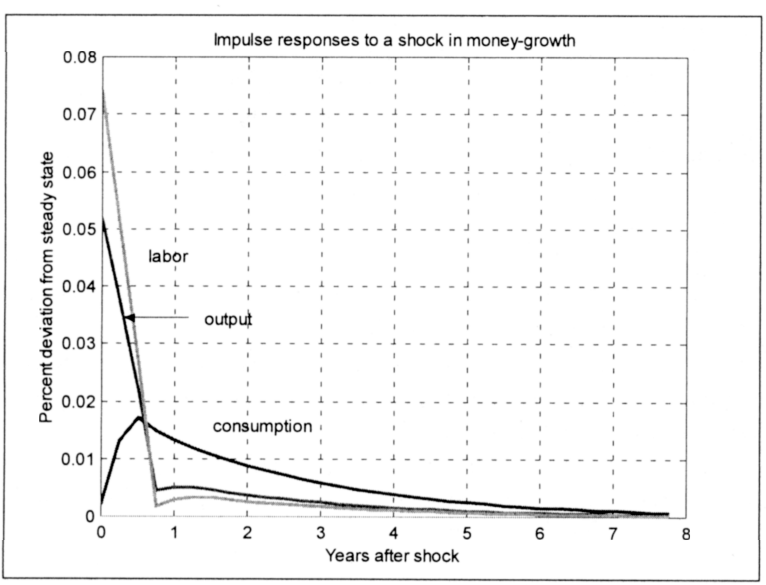

Abbildung 6.12: Impuls-Antwort des Outputs, des Arbeitsvolumens und des Konsums, $\eta = 1/50$, $\Phi = 1/10$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

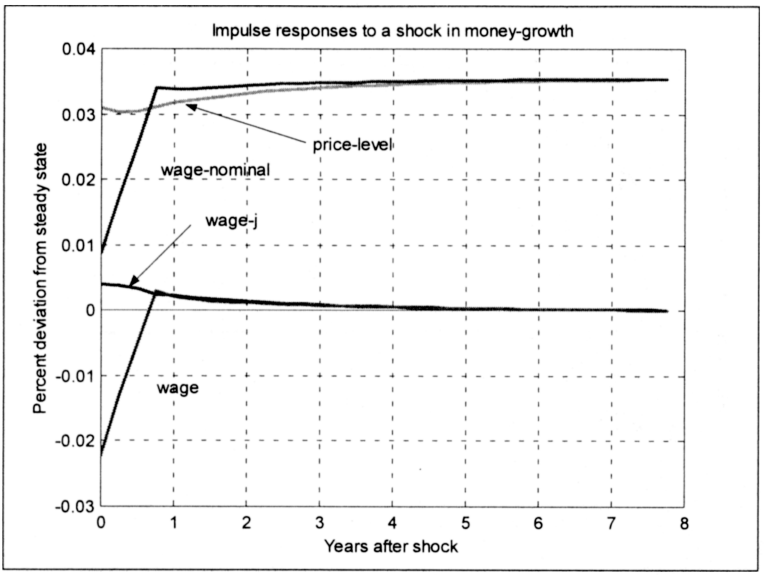

Abbildung 6.13: Impuls-Antwort des Nominal- und Reallohns, des Reallohns j und des Preisniveaus, $\eta = 1/50$, $\Phi = 1/10$

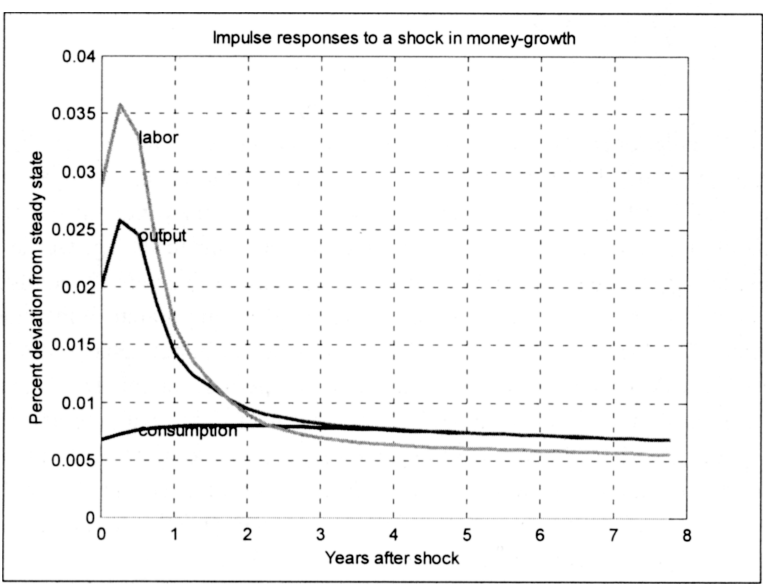

Abbildung 6.14: Impuls-Antwort des Outputs, des Arbeitsvolumens und des Konsums, $\eta = 1$, $\Phi = 2$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

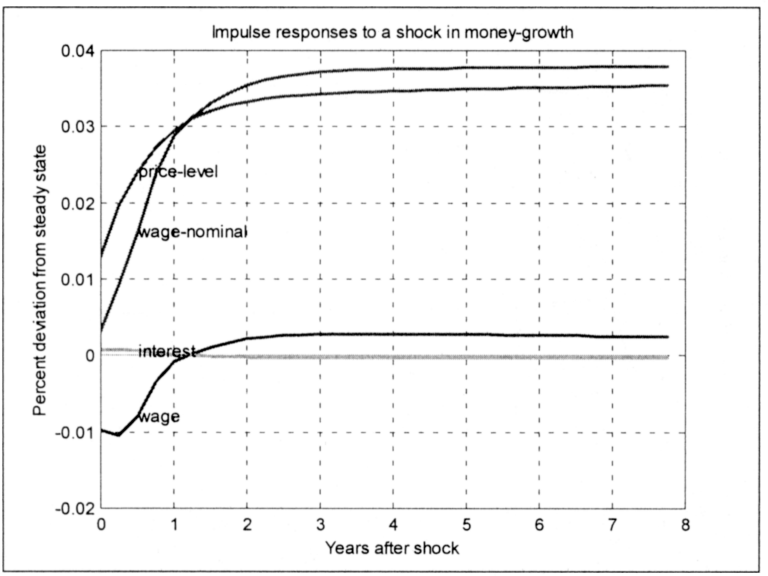

Abbildung 6.15: Impuls-Antwort des Nominal- und Reallohns, des Reallohns j und des Preisniveaus, $\eta = 1$, $\Phi = 2$

V. Fazit

Die Simulationen stimmen qualitativ mit denen von Erceg (1997) und Huang/Liu (2002) überein, zeigen aber quantitativ eine etwas geringere Peristenz: reale Effekte des monetären Schocks sind im Prinzip nur für die Dauer der Kontraktperiode zu beobachten, die hier auf ein Jahr festgelegt wurde. Die Simulationsergebnisse deuten darauf hin, dass in den vorliegenden Modellspezifikationen nur unter der Annahme einer hohen intertemporalen Substitutionselastizität der Arbeit und des Konsums ein monetärer Impuls eine zeitlich andauernde Wirkung besitzt, die *über* die Kontraktperiode reicht. Die Simulationsergebnisse sind damit kompatibel mit Ascari (2000) und Ascari/Garcia (1999), die ebenfalls zeigen, dass asynchron gesetzte Nominallöhne (und Güterpreise) nur unter der Annahme ein hoher Substitutionselastizität des Konsums und der Arbeit zu persistenten Effekten monetärer Schocks führen (ohne dies allerdings genauer zu quantifizieren).

Die Wirkung monetärer Schocks wird erhöht, wenn man eine Nutzenfunktion zu Grunde legt, die eine Substitutionselastizität zwischen Konsum und Realkasse ungleich Eins zulässt. Vielleicht überraschend ist, dass die Bedeutung dieser

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Substitutionselastizität für den monetären Transmissionsmechanismus in der Literatur bislang nicht herausgearbeitet worden ist.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

G. Resümee

Prinzipiell muss jeder Erklärungsansatz zum monetären Tranmissionsmechanismus begründen, weshalb sich das aggregierte Preisniveau nicht unmittelbar und vollkommen in Reaktion an einen monetären Impuls anpasst. Welche Ursachen kommen hierfür in Betracht? Eine naheliegende Vermutung sind nominale Rigiditäten, die eine vollkommene Preisanpassung auf Seiten der Wirtschaftsakteure erschweren und die zu einer Trägheit des aggregierten Preisniveaus führen. Im Vordergrund dieser Arbeit stehen nominale Rigiditäten in Form unvollkommener Güterpreis- und Geldlohnflexibilitäten: Preisanpassungskosten, zeitlich asynchron fix gesetzte Güterpreise sowie zeitlich asynchron fix gesetzte Geldlöhne.

Um die Bedeutung nominaler Rigidtäten für den monetären Transmissionsmechanismus abschätzen zu können, ist es zunächst erforderlich, diesen hinreichend genau zu beschreiben. Impuls-Antwort-Folgen stellen hierfür eine Möglichkeit dar, da den Impuls-Antwort-Folgen die Idee zu Grunde liegt, ausgewählte Variablen einmalig einem (monetären) Schock auszusetzen und die Wirkung dieses Schocks auf die betrachteten Variablen im Zeitverlauf zu beschreiben. Ausgehend von einem Schock können daher prinzipiell die Reaktionen einzelner makroökonomischr Variablen veranschaulicht werden, die im Anschluss an einen monetären Impuls zu beobachten sind.

Als empirische Referenz und Messlatte werden in der vorliegenden Arbeit ökonometrisch geschätzte Impuls-Antwort-Folgen genutzt. Da im Unterschied zu den USA für Deutschland nur wenige solche Studien zum monetären Transmissionmechanismus vorliegen, wird im 2. Kapitel dieser Arbeit ein Vektor-Fehler-Korrektur-Modell geschätzt, anhand dessen empirische Impuls-Antwort-Folgen berechnet werden. Diese empirischen Impuls-Antwort-Folgen können zeigen wie sich, basierend auf den vorliegenden Daten für Deutschland, ausgewählte makroökonomische Aggregate im Anschluss an einen monetären Impuls im Zeitablauf entwickeln. Dieser Form der empirischen Evidenz werden unterschiedliche Varianten eines dynamischen stochastischen Gleichgewichtsmodells gegenübergestellt, in das jeweils unterschiedliche Formen nominaler Rigiditäten implementiert wurden. Da alternative Modellformulierungen unterschiedliche Reaktionen bzw. Anpassungen an einen solchen Schock voraussagen, stellen die Impuls-Antwort-Folgen die Basis der Modellvergleiche dar.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Die Bedeutung nominaler Rigiditäten wird im Rahmen berechenbarer dynamischer Gleichgewichtsmodelle diskutiert, da dieser flexible Modellrahmen erlaubt, künstliche Zeitreihen und damit auch künstliche Impuls-Antwort-Funktionen zu simulieren. Diese lassen sich den empirisch geschätzten Impuls-Antwort-Funktionen gegenübergestellen. Das Implementieren der genannten Rigiditäten in ein dynamisches stochastisches Gleichgewichtsmodell ermöglicht, einzelne Aspekte des Transmissionsmechanismus nicht nur qualitativ, sondern auch quantitativ (und damit empirisch) zu überprüfen.

Die Simulationsergebnisse der vorliegenden Arbeit lassen folgende Schlussfolgerungen zu: wie die Modellsimulationen des 3. Kapitels veranschaulichen, ist es prinzipiell auch im Rahmen eines Modells mit flexiblen Faktor- und Güterpreisen möglich, Abweichungen der Variablen vom steady state in Reaktion auf einen monetären Impuls zu beobachten. Die quantitativen Ergebnisse legen aber den Schluss nahe, dass die in den Modellen angelegten Transmissionsmechanismen nur unvollständig in der Lage sind, die empirisch beobachtbaren Effekte monetärer Schocks zu erklären. Die Simulationsergebnisse dieses Kapitels zeigen zudem, dass nicht zwingend davon ausgegangen werden kann, dass die Marktform einen Einfluss auf das dynamische Verhalten der Variablen besitzt. Die Modelldynamik, die im Anschluss an einen monetären Impuls beobachtet werden kann, ist weitgehend unabhängig davon, ob auf den Gütermärkten vollkommene oder monopolistische Konkurrenz vorliegt. Die Modellvarianten mit vollkommen flexiblen Güterpreisen sind nicht in der Lage, Impuls-Antwort-Folgen zu generieren, die mit den empirischen Impuls-Antwort-Folgen im Einklang stehen.

Wie die Modellsimulationen des 4. Kapitels zeigen, führt auch die Implementierung von moderaten Anpassungskosten in ein dynamisches stochastisches Gleichgewichtsmodell nicht dazu, dass sich die Modellvariablen analog zur empirischen Evidenz graduell an das ursprüngliche Gleichgewicht anpassen. Der wesentliche Grund für dieses Ergebnis sind die ökonomischen Anreize auf Seiten der Unternehmen, Variationen des markup und damit der Stückkosten über eine entsprechende Variation der Preise an die Nachfrager weiterzugeben. Die Simulationen lassen erkennen, dass die Faktorkosten sensibel auf eine Veränderung der aggregierten Nachfrage reagieren. Die sehr schnelle Anpassung des markup an den steady state spiegelt das Fehlen realer Rigiditäten, so dass gewinnmaximierende Unternehmen einen großen Anreiz besitzen, ihre relativen Preise trotz Anpassungskosten sofort anzupassen. Eine quantitativ bedeutsame und zeitlich andauernde Ausdehnung des Outputs findet in dieser Modellvariante auch dann nicht statt, wenn den Unternehmen sehr hohe Kosten entstehen, wenn sie ihre Preise anpassen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Der verschachtelten Preisfixierung im 5. Kapitel liegt die Idee zu Grunde, dass eine kurzfristige Inflexibilität der Güterpreise auf der Unternehmensebene ausreicht, um eine träge Anpassung des aggregierten Preisniveaus zu bewirken. Diese Vorstellung ist dann plausibel, wenn die Unternehmen nicht gewillt sind, aufgrund des Wettbewerbs auf den Absatzmärkten ihren Preis allzu sehr vom Güterpreis ihrer Konkurrenten abweichen zu lassen. Der starke Anstieg der Stückkosten in der Modellvariante des 5. Kapitels zeigt jedoch, dass diese Hypothese im Rahmen der berechenbaren dynamischen Gleichgewichtsmodells nicht plausibel ist. Die Simulationsergebnisse belegen, dass auch in dieser Modellvariante die gewinnmaximierenden Unternehmen ihre relativen Preise trotz Konkurrenz sehr schnell anpassen. Der wesentliche Grund hierfür sind wieder die ökonomischen Anreize auf Seiten der Unternehmen, Variationen der Stückkosten über eine entsprechende Variation der Absatzpreise zu kompensieren. Die Modellsimulationen lassen erkennen, dass die Faktorkosten und damit der markup sensibel auf eine Veränderung der aggregierten Nachfrage reagieren. Eine quantitativ bedeutsame und zeitlich andauernde Ausdehnung des Outputs findet daher nicht statt.

Der Implementierung von verschachtelten Geldlöhnen in das dynamische stochastische Gleichgewichtsmodell in Kapitel 6 liegt die Vermutung zu Grunde, dass durch unvollkommen flexible Geldlöhne, die Faktorkosten weniger stark als in den bisherigen Modellvarianten auf den monetären Impuls reagieren. Wie die Simulationsergebnisse zeigen, trifft dies für die Dauer der Geldlohnfixierung auch zu. Konsequenterweise besitzen monetäre Schocks für die Dauer der Kontraktperiode reale Effekte, die mit der Empirie kompatibel sind. Die Simulationsergebnisse zeigen aber auch, dass nur unter unplausiblen Annahmen hinsichtlich der intertemporalen Substitutionselastizitäten monetäre Impuls eine zeitlich andauernde Wirkung besitzen, die *über* die Kontraktperiode reichen. Die zusätzliche Integration von Preisanpassungskosten in die Variante mit verschachtelten Geldlöhnen verändert den monetären Transmissionsmechanismus nur geringfügig, lediglich das Ausmaß der Abweichung der Variablen wird dadurch erhöht. Interessanterweise wird die Wirkung monetärer Schocks zusätzlich erhöht, wenn man alternativ zu den bisherigen Modellsimulationen eine Nutzenfunktion zu Grunde legt, die eine geringere Substitutionselastizität zwischen Konsum und Realkasse impliziert. Bemerkenswert hierbei ist, dass die Anpassungspfade der Variablen selbst dann eine höhere Persistenz aufweisen, wenn von einer geringeren intertemporalen Subsitutionselastizität bezüglich Konsum und Freizeit ausgegangen wird als bisher. Das höhere Maß an Persistenz der Variablen trotz gleichbleibender bzw. geringerer intertemporaler Substitutionselastizitäten ist deshalb bemerkenswert, da in der Literatur bislang die Bedeutung der intertemporalen Substitutionselastizität der Arbeit

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

und die intertemporale Substitutionselastizität des Konsums für die allmähliche Anpassung der Variablen hervorgehoben wird. Die Simulationen im 6. Kapitel zeigen über den bisherigen Stand der Diskussion hinaus, dass neben den genannten intertemporalen Substitutionselastizitäten auch die Substitutionsbeziehung zwischen Konsum und Realkasse die Persistenz des Modells beeinflussen kann.

Zusammenfassend lassen sich folgende Ergebnisse festhalten: selbst sehr hohe Kosten der Preisanpassung vermögen es im Rahmen der vorliegenden Modellklasse nicht, eine graduelle Anpassung des aggregierten Outputs zu erzeugen. Obschon prinzipiell eine formale Äquivalenz zwischen asynchroner Güterpreis- und Geldlohnfixierung hergeleitet werden kann, darf aufgrund der Modellsimulationen vermutet werden, dass im Rahmen der vorliegenden Klasse dynamischer Gleichgewichtsmodelle eine solche Äquivalenz nur für unplausible Parameterwerte zutrifft. Die Ergebnisse zeigen, dass eine graduelle Anpassung des Outputs in Reaktion auf einen monetären Impuls trotz der Güterpreisfixierung nur für unplausible Parameterkonstellationen möglich ist. Insbesondere die oszillierende Anpassung im Modell mit exogener Preisfixierung ist mit der Evidenz nicht kompatibel. Die Ursache hierfür ist die hohe Reagibilität der Stückkosten in Reaktion auf eine Variation der Faktornachfragen. Solange die Faktorkosten sensibel auf erhöhte Faktornachfragen reagieren, besteht auf der Seite der preissetzenden Unternehmen immer ein großer Anreiz, den (neuen) optimalen Güterpreis zu verlangen. Die Geldlohnfixierung ermöglicht zwar prinzipiell, für die Dauer der Kontraktlänge eine nur allmähliche Anpassung des aggregierten Preisindexes zu erzeugen, die Simulationen weisen allerdings darauf hin, dass eine Geldlohnfixierung nicht zwingend zu einer graduellen, *über* die Kontraktdauer hinaus anhaltenden Anpassung des Outputs führt. Während bezüglich der exogenen Güterpreisfixierung gefolgert werden kann, dass Güterpreisfixierung per se keine Persistenz generiert, scheint eine analoge Schlussfolgerung hinsichtlich der Geldlohnträgheit nicht möglich.

Die Simulationsergebnisse in dieser Arbeit haben gezeigt, dass es zur Erklärung des monetären Transmissionsmechanismus in der Regel nicht genügt, nominale Rigiditäten in ein dynamisch stochastisches Wachstumsmodell zu implementieren, welche direkt die Preisflexibilität der Unternehmen beeinflussen. Ein wesentliches Kennzeichen des monetären Transmissionsmechanismus, die graduelle Anpassung des aggregierten Preisniveaus sowie die zeitlich andauernde Expansion des aggregierten Outputs, kann im Rahmen der vorliegenden Modellklasse nur dann erklärt werden, wenn ein unplausibel hohes Maß an nominaler Rigidität gewählt wird und wenn unplausible Annahmen hinsichtlich der intertemporalen Substitutionselastizitäten getroffen werden.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Wie die Simulationen in dieser Arbeit deutlich gemacht haben, bedarf es zusätzlicher ökonomischer Einflussfaktoren, die insbesondere die hohe Sensitivität der Faktorkosten reduziert. Solange die Faktorkosten sensibel auf etwaige Variationen der Faktorangebote und Faktornachfragen reagieren, sind Preisanpassungskosten oder eine Preisfixierung über mehrere Quartale ökonomisch zweitrangig und eine endogene aggregierte Preisträgheit unwahrscheinlich.

In Übereinstimmung mit den Ergebnissen dieser Arbeit ist man in jüngster Zeit dazu übergegangen, in die vorliegende Klasse der berechenbaren dynamischen Gleichgewichtsmodelle zusätzliche Rigiditäten bzw. Modifikationen zu integrieren. Hierzu zählen variable Kapazitätsauslastungen, Kosten, die bei der Anpassung des Kapitalstocks anfallen, Trägheiten im Konsumverhalten der Haushalte oder komplexere Produktionsstrukturen.[1] Die bisherigen Ergebnisse lassen erkennen, dass eine Kombination alternativer Rigiditäten erforderlich ist, um den monetären Transmissionsmechanismus hinreichend genau abzubilden.

[1] Beispiele hierfür sind *Christiano/Eichenbaum/Evans* (2001), *Dotsey/King* (2001), *Edge* (2000) oder *Huang/Liu/Phaneuf* (2001).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

H. Anhang

I. Evaluierung der VAR-Modelle

1. Test auf Einheitswurzel (*unit root, ADF Test statistic*)[1]

Log_Reserve	-1.356777	1% Critical Value*	-4.0407
		5% Critical Value	-3.4494
Log_GBasis	-1.856146	1% Critical Value*	-4.0429
		5% Critical Value	-3.4504
Log_M1	-1.806385	1% Critical Value*	-4.0429
		5% Critical Value	-3.4504
R	-4.335336	1% Critical Value*	-4.0400
		5% Critical Value	-3.4491
Log_CR	-1.333715	1% Critical Value*	-4.0422
		5% Critical Value	-3.4501
Log_YR	-1.951953	1% Critical Value*	-4.0422
		5% Critical Value	-3.4501
Log_P	-1.386618	1% Critical Value*	-4.0429
		5% Critical Value	-3.4504

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

[1] Beim Test auf Einheitswurzel wurden ein Trend und eine Konstante miteinbezogen. Die Durchführung der Tests ohne Trend führen qualitativ zu denselben Ergebnissen. Mein Dank an dieser Stelle an Prof. Dr. Uwe Hassler für wertvolle Hinweise.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

2. Test der Modellspezifikationen

Die nachfolgende Tabelle fasst die Testergebnisse der jeweiligen VAR-Spezifikationen zusammen. Getestet wurden die VAR-Spezifikationen, die alternativ *Reserven*, *GBasis* und *M1* als monetäres Aggregat enthalten. Der zweite Teil der Tabelle gibt an, welche Teststatistiken bezüglich der Einzelgleichungen der jeweiligen VAR-Spezifikation auf Probleme hinweisen. Die Teststatistiken wurden mit *EViews 4.0* ermittelt.

	VAR (*Reserve*)	VAR (*GBasis*)	VAR (*M1*)
Linearer Trend	Nicht signifikant	Nicht signifikant	Nicht signifikant
Lag-Länge	AIC: 8 SC: 4 FPE: 5 HQ: 4 LR: 8	AIC: 5; SC: 4 FPE: 5 HQ: 4 LR: 8	AIC: 5 SC: 4 FPE: 5 HQ: 4 LR: 8
Normalverteilung VECM(4)	Cholesky: nein Square root: ja	Cholesky: nein Square root: nein	Cholesky: nein Square root: ja
Autokorrelation VECM(4)	Keine Autokorrelation der Residuen	Keine Autokorrelation der Residuen	Autokorrelation der Residuen bei Lag-Länge 4
	Testen der Einzelgleichungen (Probleme mit Gleichung ... bzgl. ...)		
Normalverteilung	*Reserve, YR, R*	*GBasis, R*	*R*
Autokorrelation			
Heteroskedastie	*YR, R*	*YR, R*	*R*
Rekursive Residuen			
Cusum			
Cusum of Squares	*Reserve*	*GBasis*	

Erläuterungen zur Tabelle (Siehe *EViews 4.0 User's Guide* zu Erläuterung der Teststatisitiken):

AIC: Akaike information criterion

FPE: Final prediction error

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

LR: sequential modified LR test statistic

Normalverteilung: Jarque-Bera (Einzelgleichungen) bzw. Cholesky of Covariance/Square root of covariance

Autokorrelation: Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test, Lag-Länge 5

Heteroskedastie: ARCH LM Test, Lag-Länge 5

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

3. Kointegrationsanalyse

VAR (RESERVE)

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
No. of CEs	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Selected (5% level) Number of Cointegrating Relations by Model (columns)					
Trace	3	3	3	2	3
Max-Eig	3	3	1	1	1

VAR (GBASIS)

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
No. of CEs	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Selected (5% level) Number of Cointegrating Relations by Model (columns)					
Trace	2	3	2	1	1
Max-Eig	2	1	1	1	1

VAR(M1)

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
No. of CEs	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Selected (5% level) Number of Cointegrating Relations by Model (columns)					
Trace	1	1	1	1	1
Max-Eig	1	1	1	1	1

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

II. Kalibrierung stochastischer dynamischer Gleichgewichtsmodelle

„This produces a false sense of precision."

Hansen/Heckman (1996)

Seit der Entwicklung der Real Business Cycle (RBC) Theorie ist man verstärkt dazu übergegangen, empirische Daten und theoretische Modelle nicht mehr mit Hilfe „traditioneller" ökonometrischer Techniken gegenüberzustellen, sondern quantitative Aussagen aus dynamischen makroökonomischen Modellen abzuleiten, die auf den mikroökonomischen Grundlagen der allgemeinen Gleichgewichtstheorie basieren. Da die Parameter dieser Modellklasse zumeist nach anderen Kriterien gewählt werden als die Parameter (makro)ökonometrischer Modelle und sich auch die Form der Evaluierung unterscheidet, werden diese Modelle als kalibrierte Modelle bezeichnet.

Die Form der quantitativen Analyse wird mitunter als *quantitative theory* bezeichnet (Quah 1995, S. 1594), die aufgrund der konsequenten empirischen Ausrichtung insbesondere in der Konjunkturtheorie als Weiterentwicklung der *macroeconomic theory* verstanden wird (Gregory/Smith 1995, S. 1597). Ziel einer solchen Untersuchung ist aufgrund des hohen Aggregationsgrads der Modelle weder, die „Daten" zu erklären, noch die Grundlagen des theoretisches Modells empirisch zu prüfen,[2] sondern vielmehr, eine spezifische ökonomische Fragestellung quantitativ zu beantworten (z. B. Lucas 1987 oder Kydland/ Prescott 1996). Beispiele für solche Fragestellungen sind

- „Wie hoch ist der Anteil der konjunkturellen Schwankungen, die auf technologische Schocks zurückzuführen sind?", (Prescott 1986) oder
- „Wie hoch sind die Kosten der Inflation?", (Cooley/Hansen 1989).

Im Folgenden werden einige Spezifika dieser Form quantitativer Untersuchungen zusammengefasst.

[2] Die theoretische Grundlage ist im Prinzip die Wachstumstheorie, oder – allgemeiner – die allgemeine Gleichgewichtstheorie.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Kalibrieren von dynamischen Gleichgewichtsmodellen

Eine einheitliche präzise Definition was unter Kalibrieren zu verstehen ist, liegt nicht vor. Kalibrierung kann verstanden werden als unorthodoxe Methode (Canova/Ortega 1996) der Parameterselektion oder als eine spezifische ökonometrische Technik, bei der die Parameter nach „ökonomischen" und nicht nach „statistischen" Kriterien ausgewählt werden (vgl. Kydland/Prescott 1996, S. 74). Ein Beispiel für die Anwendung eines statistisches Kriterium wäre die Methode der kleinsten Quadrate, während die Anwendung des ökonomischen Kriteriums beispielsweise darin bestünde, die Parameter eines Modells so zu wählen, dass die steady state Eigenschaften des Modells mit dem „Trend" in den Daten übereinstimmen.

Fasst man den Begriff der Kalibrierung weiter, kann hierunter allgemein eine Methodik verstanden werden, quantitative Aussagen aus dynamischen stochastischen Gleichgewichtsmodellen abzuleiten (obschon diese aufgrund des hohen Abstraktionsgrads nicht in der Lage sind, den datengenerierenden Prozess zu beschreiben). Kalibrierung in diesem Sinne ist eine Form von „*estimation by simulation*" (Hoover 1995, S. 28), mit dem Ziel, bestimmte Aspekte simulierter Zeitreihen mit den analogen Aspekten der empirischen Zeitreihen zu vergleichen. Dies veranlasst Hoover (1995) *calibration as estimation* zu definieren, während der Vergleich von Modell und „Daten", als potenzielle Grundlage eines Tests, Gregory/Smith (1991) veranlasst, *calibration as testing* zu definieren.[3]

Unabhängig von der konkreten Definition des Kalibrierens kann jedoch mit der Art der Parameterselektion ein wesentliches Kriterium genannt werden, um kalibrierte Modelle von ökonometrischen Modellen abzugrenzen. In der Regel werden bei der Kalibrierung Funktionsformen und Parameterwerte der dynamischen Gleichgewichtsmodelle so gewählt, dass die Gleichgewichte dieser Modelle vorab festgelegte Eigenschaften besitzen. Für die Klasse der RBC-Modelle bedeutet dies in der Regel, dass die Modellgleichgewichte prinzipiell mit einem stetigen Wachstumspfad kompatibel sind, während die Modellgleichungen inhaltlich auf dem Optimierungskalkül der Akteure (Haushalte und Unternehmen) basieren. Im Rahmen der Kalibrierung werden demnach Funktionen und Parameter unter Berücksichtigung vorab bestimmter ökonomischer Restriktionen gewählt. Charakteristisch ist der bewusste Verzicht, das Modell so zu parameterisieren, dass möglichst viele Dateneigenschaften (*best fit*) durch das Modell abgebildet werden.

---

[3] Siehe auch *Gregory/Smith* (1990).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Kalibrieren kann wie folgt charaktersiert werden (vgl. Canova/Ortega 1996 und Cooley 1997):

- Formulieren der ökonomischen Fragestellung.
- Auswahl der Modellklasse (im Rahmen der gewählten Modellklasse wird die quantitative Fragestellung beantwortet).
- Festlegen funktionaler Formen und Berechnen der optimalen Zeitpfade der endogenen Variablen.[4]
- Spezifikation der stochastischen Prozesse und Festlegen aller relevanten Modellparameter inklusive der Parameter des stochastischen Schocks.
- Simulation des Modells, (gegebenenfalls) Aufbereitung der simulierten Zeitreihen und Vergleich mit den stilisierten Fakten.[5]

Ziel der quantitativen Untersuchung ist zu prüfen, ob die zur Beantwortung der spezifischen quantitativen Frage *relevanten* (stilisierten) Fakten „hinreichend" durch die Simulationen des Modells nachgezeichnet werden.

Modelldesign und Parameterselektion

Eine quantitative Untersuchung mit Hilfe kalibrierter Modelle lässt sich wie folgt beschreiben. Zunächst gilt es vor dem Hintergrund der spezifischen Fragestellung, ohne direkten Bezug zu einem konkreten theoretischen Modell, die hierfür relevanten stilisierten Fakten aus den Daten abzuleiten. Hinsichtlich der Frage des Modelldesigns sind prinzipiell keine Restriktionen zu berücksichtigen; typischerweise basiert die Analyse auf einem dynamischen stochastischen Gleichgewichtsmodell. Von Bedeutung für die Wahl des Designs ist letztlich nur, ob eine quantitative Antwort auf die spezifische Frage gegeben werden kann. Von nachrangiger Bedeutung ist, ob die „Daten" erklärt werden können: „*For calibrators, the model is not a null hypothesis to be tested but an approximation of a few dimensions of the data*", (Canova/Ortega 1996, S. 3). Ziel der

[4] Eine analytische Lösung der Modelle ist nur in Ausnahmen möglich; die Lösungen werden mit Hilfe numerischer Verfahren oder erst nach Approximation des ursprünglichen Modells gefunden.

[5] Statistische Aufbereitung der Daten mit Hilfe von Mittelwerten, Varianzen, Korrelationen und Impuls-Antwort-Folgen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Untersuchung ist zu prüfen, ob ein (a priori falsches[6]) Modell bestimmte Aspekte der empirischen Evidenz reproduzieren kann und gegebenenfalls zu prüfen, ob alternative Modellspezifikationen zu anderen Ergebnissen gelangen. Dies erklärt, weshalb es aus Sicht des Kalibrierens zunächst wenig Sinn macht, das Modell analog zu einem ökonometrischen Modell zu testen. Das Testergebnis lässt sich antizipieren: „... *with so many testable restrictions available it is hardly likely that the model will satisfy them all*", (Wickens 1995, S. 1641).

Hat man sich vor dem Hintergrund der spezifischen Frage für ein bestimmtes Modelldesign entschieden, funktionale Formen für die Nutzenfunktion der Haushalte und die Produktionsfunktion der Unternehmen gewählt sowie die stochastischen Prozesse spezifiziert (in der Regel als autoregressive Prozesse), ist zu prüfen, ob die theoretischen Variablen mit den statistischen Variablen kompatibel sind. Dieser Vorgang kann als zweiseitiger Prozess verstanden werden. Favero (2001, S. 250) spricht in diesem Kontext von einer „*bi-directional relationship among theory and measurement.*" Die Frage der adäquaten Auswahl oder Abgrenzung des statistischen Datenmaterials sollte sich an der Abgrenzung der Variablen des theoretischen Modells orientieren: korrespondieren theoretische und empirische Variablen? Um diese Korrespondenz zu gewährleisten ist es mitunter notwendig, das vorliegende Datenmaterial anzupassen bzw. aufzubereiten.[7] Einige Datencharakteristiken wiederum geben vor, wie die Parameter zu setzen sind.

Für die Festlegung der Parameter ist charakteristisch, dass die Parametrisierung so vorgenommen wird, dass bestimmte Eigenschaften der Daten bzw. bestimmte stilisierte Fakten vom Modell reproduziert werden sollen.[8] Wie bereits erwähnt werden für die Klasse der stochastischen dynamischen Gleichgewichtsmodelle in der Regel die Parameter so festgelegt, dass die quantitativen Ergebnisse des Modells im steady state prinzipiell mit einem stetigen Wachstumspfad kompatibel sind: „... *to match the steady state implications of models to time series averages.*" (Hansen/Heckman 1996, S. 95). Ein prototypisches RBC-Modell wird so kalibriert, dass die stilisierten Fakten aus der Wachstums-

---

[6] „*All model economies are abstractions and by definition false*". *Kydland/Prescott* (1991, S. 170).

[7] Beispielsweise werden, um dem breit angelegten Konzept der Investitionenen in einem theoretischen Modell zu entsprechen, die statistische Erhebungen zu unterschiedlichen Gruppen von Investitionsgüter, Ausgaben von langfristigen Konsumgütern und staatliche Investitionsausgaben zu einem Aggregat „Investitionen" zusammengefasst (vgl. *Cooley/Prescott* 1995, S. 17).

[8] Wie die Ausführungen im nächsten Abschnitt beschreiben, ist im Rahmen der Kalibrierung die Parameterselektion nicht auf einen Ansatz beschränkt.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

theorie in adäquater Weise reproduziert werden; das Modell wird also hinsichtlich des Wachstumsphänomens geeicht (kalibriert).

Allerdings beinhalten die zu Grunde gelegten makroökonomischen Zeitreihen nicht genügend Informationen, um alle Parameterwerte zu determinieren (siehe nächsten Abschnitt). Ob beispielsweise das RBC-Modell in adäquater Weise die stilisierten Fakten des Konjunkturphänomens erklärt – geeicht wird es hinsichtlich des Wachstumsphänomens –, muss daran anschließend geklärt werden[9]: „*... to be convincing, the number of moments studied must exceed the number of free parameters; in other word, there must be overidentification.*" (Gregory/Smith 1995, S. 1599). Die Parameterselektion resultiert nicht primär aus dem Versuch, die „Daten" möglichst gut zu erklären.

Parameterselektion: Kalibrierung versus ökonometrische Schätzung?

Die Frage, ob die Parameter des Modells mit Hilfe des Kalibrierungsansatzes oder mit Hilfe ökonometrischer Techniken geschätzt werden soll, führt möglicherweise zu einem Missverständnis und ist wenig hilfreich, kalibrierte Modelle von ökonometrischen Modellen abzugrenzen. Denn was die Wahl der Parameter betrifft, ist ein Rückgriff auf ökonometrische Schätzungen – sei es direkt oder indirekt (siehe unten) – unabdingbar. Wie bereits erwähnt, ist es im Allgemeinen nicht möglich, die Parameterselektion allein mit Hilfe der makroökonomischen Daten direkt vorzunehmen (es lässt sich nicht für jeden Parameter eine eins-zu-eins Relation zu den makroökonomischen Zeitreihen herstellen). Andererseits scheint es notorisch schwierig, alle Parameter ökonometrisch zu schätzen wie etwa den Diskontfaktor, der die Gegenwartspräferenz der Haushalte widerspiegelt. Prinzipiell lassen sich zwei Strategien bezüglich der ökonometrischen Schätzung von Parametern eines dynamischen Gleichgewichtsmodells unterscheiden.[10]

- Im Rahmen der Parameterselektion in der Tradition von Kydland/Prescott (1982) greift man auf externe ökonometrische Schätzungen zurück, beispielsweise auf mikrökonometrische Studien zum Arbeitsangebot, um Parameter der Nutzenfunktion festzulegen. Hierbei wählt man den entspre-

[9] Zu diesem Zweck müssen die stilisierten Fakten des Konjunkturphänomens aus dem Datenmaterial herausgearbeitet worden sein, beispielsweise mit Hilfe des Hodrick-Prescott-Filters.

[10] Für eine Darstellung der Vor- und Nachteile der jeweiligen Ansätze siehe *Canova/Ortega* (1996).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

chenden Punktschätzer ohne Berücksichtigung des Standardfehlers. Kritisch zu beurteilen bleibt allerdings, ob und wie einzelne Parameter, die auf mikroökonomischen Daten und Studien basieren, verwendet werden können (vgl. Hansen/Heckman 1996).

- Alternativ lassen sich die Parameter des Modells direkt mit Hilfe der Schätzung der Momente oder über Maximum-Likelihood bestimmen. Kennzeichnend hierbei ist, dass die Schätzungen nicht primär eine möglichst gute Übereinstimmung (*best fit*) von „Daten" und „Modell" gewährleisten sollen, sondern sich quasi nur auf einen Ausschnitt des Datenmaterials konzentrieren. Die Parameterselektion kann beispielsweise mit Hilfe einer Variante der Schätzung der Momente (*Generalized Method of Moments*, Hansen 1982) durchgeführt werden, bei der nur ein Teil der Diskrepanz zwischen simulierten (*model moments*) und empirischen Momenten (*sample moments*) Null gesetzt wird (siehe Christiano/Eichenbaum 1992). Alternativ können die Parameter via Maximum-Likelihood Verfahren bestimmt werden, wobei einige Parameter „fix" vorgegeben werden (vgl. King 1995, S. 80)

Die Parameterselektion im Rahmen von dynamischen Gleichgewichtsmodellen umfasst im Regelfall eine Mixtur von Parameterselektion unter expliziter Berücksichtigung des steady state sowie Parameterselektion, die auf direkten oder externen ökonometrischen Schätzungen basieren.

Evaluierung der Ergebnisse

Kalibrierte Modelle unterscheiden sich von makroökonometrischen Modellen nicht nur hinsichtlich der Methode, die Parameter zu wählen, sondern auch in der Art der Evaluierung (z. B. Hoover 1995 oder Hansen/Heckman 1996). Wie bereits erwähnt ist es unwahrscheinlich, dass der datengenerierende Prozess durch das kalibrierte Modell approximiert werden kann. Es ist nicht zu erwarten, dass ein mikroökonomisch fundiertes dynamisches Gleichgewichtsmodell die „Daten" ähnlich gut erklärt wie ein dynamisches ökonometrisches Modell mit ausreichender Lag-Spezifikation:

> „We do not need high powered econometrics to tell us that models are false. We know that." (Eichenbaum 1995, S. 1609).

Dies erklärt, weshalb die Grundlagen der dynamischen Gleichgewichtsmodelle, die allgemeine Gleichgewichtstheorie bzw. das stochastische Wachstumsmodell, nicht Gegenstand der Evaluierung sind.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Evaluiert werden prinzipiell nur diejenigen Aspekte bzw. Teile des Modells, die für die spezifische quantitative Fragestellung potenziell von Bedeutung sind. Im Falle einer Ablehnung des Modells, muss nach alternativen Varianten des Modells gesucht werden, denn das (neuklassische) Grundgerüst selbst steht nicht zur Disposition (siehe auch Hoover 1995).

Das kalibrierte Modell kann statistisch abgelehnt werden, weil es die Daten in keinerlei Hinsicht nachbildet, es kann aber auch abgelehnt werden, obwohl es in mancher Hinsicht den datengenerierenden Prozess in adäquater Weise approximiert. Die übliche ökonometrische Prüfung eines Modells unterscheidet diesbezüglich nicht. Was die Anwendung üblicher Teststatistiken anbelangt, so ist die statistische Ablehnung des Modells in zweifacherweise unbefriedigend. Zum einen, weil gezeigt wird, dass die getestete Modellspezifikation statistisch falsch ist, zum anderen, weil die statistische Ablehnung im Regelfall keinen Hinweis gibt, welche Aspekte des Modells „besser" und welche „schlechter" sind.

Seit Kydland/Prescott (1982) ist man daher verstärkt dazu übergegangen, kalibrierte Modelle auf eine informelle Art zu prüfen, also ohne Rückgriff auf statistische Metriken wie sie in der Ökonometrie verwendet werden. Typischerweise werden hierbei die simulierten Momente des Modells den empirischen Momenten gegenübergestellt und verglichen („*matching the moments*"). Ein singuläres Kriterium, das die Übereinstimmung hinsichtlich der jeweiligen Momente (z. B. Korrelationskoeffizienten, Standardabweichungen oder Anteilswerten), „zusammenfasst", wird nicht verwendet. Damit wird bewusst darauf verzichtet zu prüfen, ob das Modell eine kongruente Repräsentation der Daten darstellt. Ebenso wenig wird formal geprüft *inwieweit* die quantitativen Aussagen mit den Daten übereinstimmen: „*No formal measure of distance between simulated and observed properties is provided, and certainly not a statistical one*", (Favero 2001, S. 252). Es obliegt der „Strenge" des Autors bzw. Lesers zu beurteilen, inwieweit eine Übereinstimmung oder eine Diskrepanz in den Momenten vorliegt.[11]

Diese informelle Art der Evaluierung wird nicht zuletzt kritisiert, da weder

- die relative Modellgüte unterschiedlicher Modellspezifikationen,
- noch die Unsicherheit hinsichtlich quantitativer Aussagen

[11] Aus Sicht der Kritiker wird hierbei zu sehr zum Vorteil der kalibrierten Modelle entschieden: „*The real objection from econometricians therefore seems to be that business-cycle theorists rarely reject their models*", (*Gregory/Smith* 1995, S. 1602).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

aufgrund der informellen Prüfung genau beziffert werden können. Problematisch ist insbesondere, dass keine Aussagen über das Maß an Unsicherheit hinsichtlich der quantitativen Ergebnisse getroffen werden. Die Unsicherheit der Ergebnisse resultiert hierbei aus dem Umstand, dass die Parameter zunächst nicht bekannt sind und daher zum Teil geschätzt oder als Punktschätzer aus anderen ökonometrischen Studien übernommen werden. Die quantitativen Aussagen des Modells sind daher wie die Parameterschätzer selbst Zufallsvariablen, wobei unklar ist mit welcher Unsicherheit die Aussagen behaftet sind.[12]

Der Verzicht auf konventionelle statistische Testverfahren zurückzugreifen und stattdessen informelle Gütemaße heranzuziehen, die sich auf einen Teilausschnitt der Daten konzentrieren, erschwert nicht nur formal präzise Aussagen bezüglich der Modellgüte oder der Unsicherheit zu treffen, sondern birgt offensichtlich die Gefahr von Fehlschlüssen. Die Behauptung, ein quantitatives Gleichgewichtsmodell sei in der Lage einen Großteil der Outputvarianz zu erklären (z. B. Kydland/Prescott 1991, S. 174) darf nicht als Beleg für den Erklärungsgehalt des Modells gewertet werden und sagt wenig über die relative Modellgüte aus (vgl. Fair 1992, S. 141). Ebensowenig ist damit gezeigt, inwieweit die Charakteristika ausgewählter makroökonomischer Variablen tatsächlich durch die simulierten Zeitreihen zum Ausdruck gebracht werden.[13]

Die Schwierigkeiten und Unzulänglichkeiten, die mit der informellen Prüfung der quantitativen Modelle einhergeht, können reduziert werden, wenn man (zusätzlich) Evaluierungstechniken miteinbezieht, die einen detaillierteren Einblick bezüglich der dynamischen Eigenschaften der Modelle bzw. simulierten Zeitreihen erlauben (vgl. Hansen/Heckman 1996, S. 96). Da Impuls-Antwort-Folgen vergleichsweise umfassende Informationen hinsichtlich der dynamischen Eigenschaften der Zeitreihen zur Verfügung stellen, lassen sich einzelne Modellspezifikationen anhand ihrer (simulierten) Impuls-Antwort-Folgen beurteilen (so auch die Empfehlung von Sims 1992). Vorausgesetzt, die empirischen Impuls-Antwort-Folgen werden als robust eingestuft, lassen sich damit alternative Modellspezifikationen leicht vergleichen und gegeneinander abgrenzen.

---

[12] *Eichenbaum* (1991) demonstriert anhand eines prototypischen RBC-Modells, dass die quantitativen Aussagen des Modells mit einem beträchtlichen Maß an Unsicherheit verbunden sein können.

[13] *Cogley/Nason* (1995) zeigen für eine Reihe unterschiedlicher RBC-Varianten, dass diese Modelle nur über einen schwachen Verarbeitungsmechanismus verfügen und nur unter bestimmten Annahmen bezüglich des zugrundeliegenden Schocks in der Lage sind, die Eigenschaften empirischer Zeitreihen zu reproduzieren.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

III. Ein kleines Taylor-Makro-Modell

Ein wesentlicher Grund für unvollständig flexible Geldlöhne können tariflich ausgehandelte Geldlöhne sein. So werden für eine Reihe von Branchen die Geldlöhne in Tarifverhandlungen für eine bestimmte Kontraktlänge festgelegt, wobei einzelne Tarifparteien, Arbeitgeber und Arbeitnehmer, zu unterschiedlichen Zeitpunkten ihre Tarifverträge abschließen.

Der Tarifabschluss einer Branche hängt nicht zuletzt von den Tarifabschlüssen derjenigen Branchen ab, die bereits eine Einigung erzielt haben als auch von den Tarifabschlüssen derjenigen Branchen, die noch in Verhandlungen treten werden. In die Bestimmung des tariflich ausgehandelten Geldlohns gehen damit sowohl vergangenheitsorientierte als auch zukunftsgerichtete Überlegungen ein. Abbildung A.1 veranschaulicht diesen Aspekt der Geldlohnbestimmung und illustriert, dass Geldlöhne zeitlich versetzt über mehrere Perioden festgelegt werden.

Es gibt zwei Gruppen von Arbeitern, die jeweils für zwei Perioden ihren Geldlohn festlegen. Die erste Gruppe setzt ihren Lohn in den Quartalen I, III, usw., während die andere Gruppe ihren Lohn in den Quartalen II, IV, usw. setzt. Der durchschnittliche Lohn in dieser Ökonomie ist der Durchschnitt der fix gesetzten Löhne $w_{t+s}^N(j)$ und $w_{t+s+1}^N(j)$ für $s = 0, 1, 2, \ldots$.

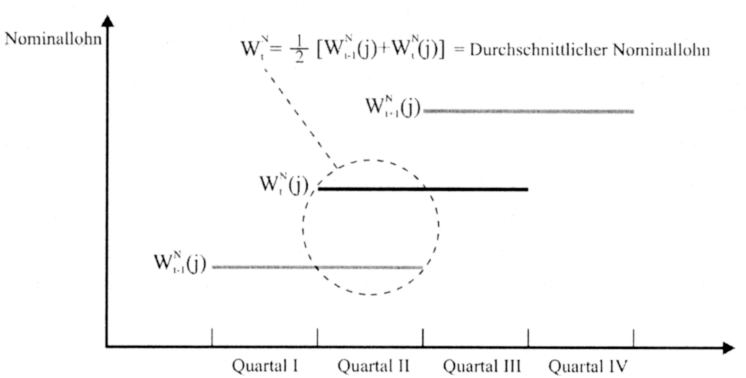

Abbildung A.1: Asynchrone Lohnsetzung
Legende: $w_t^N \Rightarrow$ Geldlohnindex, Kontraktlänge: zwei Quartale.

Das folgende stilisierte Modell illustriert, dass die Implementierung der obigen asynchronen Fixierung des Nominallohns in ein einfaches Makro-Modell

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

reale Effekte eines Nachfrageschocks ermöglicht, die über die Zeit der Lohnfixierung anhält.

Gegeben sei folgende Modellökonomie ähnlich zu Taylor (1980a, 1980b):[14]

$$y_t = m_t - p_t$$

$$p_t = \tfrac{1}{2}\left(w_t^N + w_{t-1}^N\right)$$

$$w_t^N = \tfrac{1}{2} w_{t-1}^N + \tfrac{1}{2} E_t w_{t+1}^N + \gamma\left(y_t + E_t y_{t+1}\right)$$

$$m_t = m_{t-1} + \varepsilon_t \,.$$

Die erste Gleichung kann als aggregierte Nachfragefunktion interpretiert werden, die einen inversen Zusammenhang zwischen Output y_t und aggregiertem Preisniveau p_t zum Ausdruck bringt. m_t kann als eine Variable interpretiert werden, welche die aggregierte Nachfrage beeinflusst: je höher die Variable m_t, desto höher *ceteris paribus* die Nachfrage. Das aggregierte Preisniveau entspricht dem durchschnittlichen Lohnindex zuzüglich einem konstanten markup. Das aggregierte Preisniveau lässt sich daher als arithmetisches Mittel der Nominallöhne $w_{t+s}^N(j)$ und $w_{t+s+1}^N(j)$ für $s = 0, 1, 2, ...$, die in t und $t-1$ gesetzt wurden (also das geometrische Mittel für die entsprechenden Niveauvariablen), formulieren. Der Nominallohn w_t^N wird unter Berücksichtigung des Lohnsatzes der Vorperiode w_{t-1}^N als auch des Lohnsatzes $E_t w_{t+1}^N$, der für die nächste Periode erwartet wird, gesetzt. Weiterhin wird die aktuelle Nachfrage y_t, als auch die erwartete Nachfrage $E_t y_{t+1}$ bei der Festlegung des Nominallohns berücksichtigt. Der Parameter γ kann als Elastizität des Geldlohns hinsichtlich der Abweichung des Outputs von seinem steady state Wert interpretiert werden, wobei ein höherer Wert von γ eine schnellere Anpassung an das Gleichgewicht bedeutet. Für die nachfolgende Simulation wird ein Wert von $\gamma = 0{,}05$ zugrundegelegt, der ungefähr dem Schätzwert von Taylor (1980b, S. 127) für die USA entspricht.[15] Wie reagiert eine solche Modellökonomie auf einen expansiven Impuls?

[14] Alle Variablen sind logarithmiert.

[15] *Taylor* (1980b) schätzt den Parameter γ für eine Reihe von Ländern, wobei die Schätzwerte sich zum Teil beträchtlich unterscheiden.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Wie aus Abbildung A.2 zu ersehen, ist ein realer Effekt noch nach zwei Jahren zu erkennen, obschon die nominale Lohnfixierung im Modell nur ein halbes Jahr beträgt. Basierend auf diesem Modell kann gefolgert werden, dass eine asynchrone Fixierung der Geldlöhne zu einer nur allmählichen Anpassung des aggregierten Preisniveaus führt. Das sich nur allmählich anpassende Preisniveau seinerseits ermöglicht eine lang andauernde Wirkung des monetären Schocks.

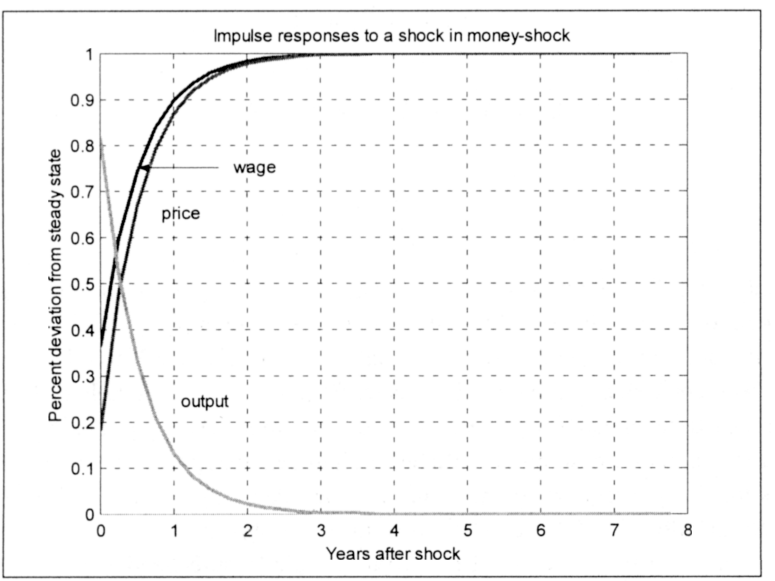

Abbildung A.2: Persistenz des Outputs ($\gamma = 0.05$)

IV. Korrelationstabellen

Nachrichtlich werden einige ausgewählte Korrelationen und Volatilitäten, die sich aus den einzelnen Modellstrukturen ergeben, kurz beschrieben.[16] Die Korrelationen beziehen sich hierbei jeweils auf die Referenzgröße Output.

Die Korrelationen des Modells mit Preisanpassungskosten (Tabelle A.1) weisen wie die Daten für die Bundesrepublik Deutschland (siehe beispielsweise Maussner 1994, S. 19ff. und Marchlewitz 1997, S. 35ff.) auf ein prozyklisches Verhalten der Variablen Investitionen, Konsum und Arbeit hin. Die modelltheo-

[16] Zur Methodik siehe *Uhlig* (1999).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

retischen Korrelationen sind in der Regel höher als die empirischen. Auch der Realzins und der Reallohn weisen im Modell mit Preisanpassungskosten ein stark prozyklisches Verhalten auf.[17]

Hinsichtlich der relativen Volatilitäten zeigt sich folgendes Schema: die Investionen sind volatiler als das Einkommen, das Einkommen ist volatiler als der Konsum, der Konsum wiederum ist volatiler als das Arbeitsvolumen. Dies entspricht der Reihung in den empirischen Daten ($I > Y > C > H$).

Interessanterweise sind die Standardabweichungen der Variablen im Vergleich zu der Flex-Preis-Variante des vorigen Kapitels weitgehend gleich.[18] Die Korrelationen der HP-gefilterten Zeitreihen mit der Referenzgröße Output werden durch die Anpassungskosten insgesamt nur gering beeinflusst.

Auch die Korrelationen des Modells mit verschachtelter Preissetzung (Tabelle A.2) weisen auf ein prozyklisches Verhalten der Variablen Investitionen, Konsum und Arbeit hin. Die modelltheoretischen Korrelationen für Investitionen und Arbeitsvolumen sind höher als die empirischen Korrelationen, die für Konsum deutlich geringer. Kontrafaktisch ist, dass der Konsum nachläuft.[19] Der Realzins als auch der Reallohn weisen ein stark prozyklisches Verhalten auf. Nicht mit den Daten vereinbar ist die Autokorrelationsstruktur des Outputs und die *anti*zyklische Nachlaufeigenschaft der Preise. Nicht durchgehend kompatibel zu den empirschen Daten sind die relativen Volatilitäten: die Investitionen *und* das Arbeitsvolumen sind volatiler als das Einkommen, das Einkommen ist volatiler als der Konsum. Als zu gering kann (wieder) die Volatilität des Zinses bewertet werden. Die Standardabweichungen der Variablen Arbeit, Investitionen und Einkommen sind im Vergleich zu der Flex-Preis-Variante deutlich höher.

Für das Modell mit verschachtelter Geldlohnsetzung werden die Modelleigenschaften hinsichtlich des Konjunkturzyklus für die beiden alternativen Nutzenfunktionen kurz beschrieben, wobei die Ergebnisse in Tabelle A.3 auf der Nutzenfunktion

---

[17] Siehe hierzu insbesondere *Abraham/Haltiwanger* (1995) und auch *Mankiw*, 1990.

[18] Für die Flex-Preis-Version lässt sich festhalten, dass – im Gegensatz zu den Daten – das Arbeitsvolumen volatiler ist als der Konsum.

[19] Eine Variable ist vorlaufend (nachlaufend), wenn sie mit zukünftigen (vergangenen) Realisationen der Referenzreihe stärker korreliert als mit gegenwärtigen. Anders formuliert: Eine Variable ist vorlaufend (nachlaufend), wenn vergangene (zukünftige) Realisationen dieser Variable mit der gegenwärtigen Referenzreihe stärker korrelieren als gegenwärtige Realisationen der betrachteten Variable mit der gegenwärtigen Referenzreihe.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

$$u(c_t, m_t, l_t) = \frac{\left(c_t m_t^b\right)^{1-\Phi}}{1-\Phi} + \Psi \frac{l_t^{1-\eta}}{1-\eta}$$

und die Ergebnisse in Tabelle A.4 auf der Nutzenfunktion

$$u(c_t, m_t, 1-n_t) = \frac{\left(\left(bc_t^{\nu} + (1-b)m_t^{\nu}\right)^{1/\nu}\right)^{1-\Phi}}{1-\Phi} - \frac{n_t^{1+\eta}}{1+\eta}$$

basieren.

Die Korrelationen des Modells mit verschachtelter Lohnsetzung weisen für beide Varianten auf ein prozyklisches Verhalten der Variablen Investitionen, Konsum und Arbeit hin. Der Realzins ist für beide Varianten stark prozyklisch, ebenso der Reallohn für die erste Variante. Die Korrelationen von Reallohn und Output sind für die zweite Variante geringer, wobei ein Nachlauf zu erkennen ist. Die modelltheoretischen Korrelationen sind in der Regel höher als die empirischen Korrelationen. Hinsichtlich der relativen Volatilitäten zeigt sich für die erste Variante das folgendes Schema: die Investionen sind volatiler als das Einkommen, das Einkommen ist volatiler als das Arbeitsvolumen, das Arbeitsvolumen wiederum ist volatiler als der Konsum.

Für die zweite Variante zeigt sich: die Investionen sind volatiler als das Arbeitsvolumen, das Arbeitsvolumen ist volatiler als das Einkommen, das wiederum ist volatiler als der Konsum. Beide Varianten widersprechen der Reihung in den empirischen Daten ($I > Y > C > H$). In beiden Varianten ist die Volatilität des Zinses zu gering. Im Vergleich zur Flex-Preis-Variante sind die Standardabweichungen der Variablen höher. Die Volatilität der Variablen der zweiten Variante ist höher als die der ersten.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle A.1

Preisanpassungskosten

AUTOCORRELATION TABLE (HP-FILTERED SERIES), CORR(V(T+J), GDP(T)).

Cap	0.62	0.66	0.67	0.63	0.52	0.34	0.05	-0.16	-0.32	-0.42	-0.48
Mon	0.21	0.33	0.47	0.62	0.78	0.94	0.60	0.33	0.11	-0.06	-0.19
Mup	0.66	0.67	0.63	0.52	0.34	0.05	-0.16	-0.32	-0.42	-0.48	-0.50
Con	0.18	0.30	0.44	0.60	0.77	0.95	0.62	0.35	0.13	-0.04	-0.17
Out	-0.02	0.11	0.27	0.47	0.71	1.00	0.71	0.47	0.27	0.11	-0.02
Lab	-0.35	-0.24	-0.07	0.16	0.47	0.87	0.72	0.58	0.45	0.34	0.23
Int	-0.25	-0.13	0.04	0.27	0.57	0.94	0.74	0.56	0.40	0.27	0.15
Inv	-0.09	0.03	0.20	0.41	0.68	0.99	0.73	0.51	0.32	0.16	0.04
Inf	0.18	0.20	0.22	0.23	0.24	-0.51	-0.42	-0.33	-0.25	-0.19	-0.13
Wag	0.10	0.22	0.37	0.55	0.75	0.98	0.67	0.40	0.19	0.02	-0.11
Tec	-0.03	0.10	0.26	0.46	0.71	1.00	0.72	0.48	0.28	0.12	-0.01
Mgr	-0.40	-0.53	-0.63	-0.68	-0.63	-0.40	-0.21	-0.06	0.06	0.15	0.21
J	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5

Capital	0.0039
Money	0.0057
Markup	0.0000
Consumption	0.0037
Output	0.0110
Labor	0.0030
Interest	0.0004
Investment	0.0454
Inflation	0.3074
Real wage	0.0085
Technology	0.0091
Money-growth	0.0038

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle A.2

Verschachtelte Preissetzung

AUTOCORRELATION TABLE (HP-FILTERED SERIES), CORR(V(T+J), GDP(T)).

Cap	0.22	0.29	0.06	0.26	0.36	0.40	-0.36	-0.32	-0.22	-0.01	-0.26
Mon	0.04	0.10	-0.06	0.13	0.26	0.35	0.50	0.34	0.18	-0.01	0.03
Uco	-0.04	0.33	-0.21	-0.09	-0.02	0.94	-0.25	-0.28	-0.34	0.30	-0.14
P-i	-0.07	0.20	-0.06	-0.17	-0.21	0.56	-0.47	-0.44	-0.41	0.25	-0.12
P	-0.04	-0.11	0.05	-0.14	-0.26	-0.35	-0.49	-0.33	-0.17	0.02	-0.02
Con	0.01	0.06	-0.05	0.10	0.20	0.29	0.55	0.38	0.20	-0.02	0.06
Out	-0.08	0.31	-0.25	-0.11	-0.03	1.00	-0.03	-0.11	-0.25	0.31	-0.08
Lab	-0.06	0.32	-0.23	-0.11	-0.04	0.96	-0.20	-0.24	-0.32	0.31	-0.12
Int	-0.08	0.31	-0.25	-0.13	-0.06	0.99	-0.13	-0.19	-0.30	0.32	-0.10
Inv	-0.08	0.31	-0.26	-0.12	-0.04	1.00	-0.07	-0.14	-0.27	0.32	-0.09
Inf	0.12	-0.30	0.34	0.23	0.17	0.26	-0.29	-0.30	-0.34	0.07	-0.13
Wag	-0.06	0.33	-0.24	-0.08	0.01	1.00	-0.07	-0.14	-0.27	0.30	-0.10
Tec	-0.11	-0.10	-0.08	-0.06	-0.02	0.03	0.64	0.48	0.28	-0.01	0.18
Mgr	0.00	-0.05	-0.11	-0.19	-0.29	-0.40	-0.26	-0.13	-0.04	-0.05	0.01
j	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5

Capital	0.0054
Money	0.0039
Unit-cost	0.0384
Price-i	0.0072
Price-level	0.0039
Consumption	0.0026
Output	0.0296
Labor	0.0444
Interest	0.0024
Investment	0.1628
Inflation	0.1723
Real wage	0.0230
Technology	0.0091
Money-growth	0.0038

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle A.3

Verschachtelte Lohnsetzung I

AUTOCORRELATION TABLE (HP-FILTERED SERIES), CORR(V(T+J), GDP(T)).

Cap	0.48	0.55	0.60	0.65	0.62	0.47	0.12	-0.10	-0.23	-0.29	-0.34
Mon	0.20	0.32	0.45	0.59	0.74	0.88	0.44	0.15	-0.03	-0.10	-0.17
Mup	0.40	0.52	0.72	0.88	0.54	0.19	-0.02	-0.11	-0.19	-0.24	-0.28
W-j	0.06	0.17	0.29	0.45	0.67	0.97	0.54	0.24	0.05	-0.01	-0.08
W	0.15	0.31	0.53	0.69	0.79	0.83	0.44	0.17	0.01	-0.06	-0.14
P	-0.21	-0.33	-0.45	-0.59	-0.74	-0.87	-0.43	-0.13	0.04	0.11	0.19
Con	0.32	0.42	0.53	0.64	0.72	0.75	0.33	0.05	-0.11	-0.18	-0.25
Out	-0.03	0.04	0.09	0.27	0.58	1.00	0.58	0.27	0.09	0.04	-0.03
Lab	-0.19	-0.22	-0.33	-0.19	0.21	0.86	0.54	0.29	0.14	0.12	0.07
Int	-0.20	-0.15	-0.11	0.08	0.43	0.95	0.60	0.34	0.18	0.14	0.08
Inv	-0.15	-0.10	-0.07	0.11	0.46	0.97	0.60	0.32	0.15	0.11	0.05
Inf	0.17	0.19	0.22	0.22	0.20	-0.67	-0.45	-0.27	-0.11	-0.11	-0.08
WN	0.04	0.25	0.59	0.77	0.81	0.70	0.41	0.22	0.10	0.03	-0.04
Tec	-0.00	0.12	0.27	0.47	0.70	0.97	0.56	0.27	0.09	0.03	-0.05
mgr	-0.38	-0.50	-0.58	-0.60	-0.52	-0.25	-0.08	0.02	0.08	0.14	0.17
j	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5

Capital	0.0045
Money	0.0051
Markup	0.0000
Wage-j	0.0089
Wage	0.0081
Price-level	0.0051
Consumption	0.0050
Output	0.0143
Labor	0.0088
Interest	0.0005
Investment	0.0646
Inflation	0.2706
Wage-nominal	0.0033
Technology	0.0091
Money-growth	0.0038

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle A. 4

Verschachtelte Lohnsetzung II

AUTOCORRELATION TABLE (HP-FILTERED SERIES), CORR(V(T+J), GDP(T)).

Cap	0.74	0.75	0.70	0.57	0.36	0.09	-0.17	-0.37	-0.48	-0.53	-0.56
Mon	-0.02	0.09	0.23	0.41	0.61	0.85	0.89	0.81	0.62	0.27	0.07
Mup	-0.36	-0.21	0.02	0.35	0.66	0.83	0.85	0.71	0.49	0.36	0.26
W-j	0.19	0.31	0.47	0.67	0.80	0.66	0.46	0.16	-0.14	-0.16	-0.19
W	-0.17	-0.19	-0.27	-0.29	-0.18	0.13	0.40	0.58	0.60	0.34	0.21
P	0.02	-0.10	-0.24	-0.41	-0.62	-0.85	-0.89	-0.81	-0.61	-0.27	-0.06
Con	-0.03	0.09	0.23	0.40	0.61	0.85	0.89	0.82	0.62	0.28	0.07
Out	0.01	0.17	0.43	0.68	0.88	1.00	0.88	0.68	0.43	0.17	0.01
Lab	0.07	0.24	0.52	0.77	0.93	0.93	0.72	0.45	0.19	0.05	-0.07
Int	-0.19	-0.02	0.25	0.53	0.79	0.97	0.91	0.75	0.53	0.30	0.15
Inv	0.04	0.21	0.50	0.75	0.91	0.87	0.63	0.35	0.12	0.03	-0.06
Inf	0.16	0.19	0.23	0.28	0.32	0.05	-0.11	-0.27	-0.47	-0.28	-0.18
WN	-0.10	-0.26	-0.50	-0.73	-0.91	-0.99	-0.85	-0.62	-0.35	-0.10	0.07
Tec	-0.23	-0.13	0.02	0.21	0.46	0.76	0.87	0.86	0.72	0.41	0.22
Mgr	-0.22	-0.38	-0.54	-0.68	-0.75	-0.70	-0.56	-0.37	-0.17	-0.04	0.06
j	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5

Capital	0.0056
Money	0.0135
Markup	0.0000
Wage-j	0.0039
Wage	0.0075
Price-level	0.0135
Consumption	0.0137
Output	0.0198
Labor	0.0202
Interest	0.0007
Investment	0.0658
Inflation	0.8040
Wage-nominal	0.0106
Technology	0.0091
Money-growth	0.0038

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Literaturverzeichnis

Abraham, K. G. / *Haltiwanger*, J. C. (1995): Real Wages and the Business Cycle, Journal of Economic Literature, 33, 1215-1264

Akerlof, G. A. / *Yellen*, J. L. (1985): A Near-Rational Model of the Business Cycle, with Wage and Price Inertia, Quarterly Journal of Economics, 100, 823-838

Andersen, T. (1998): Persistency in sticky price models, European Economic Review, 42, 593-603

Ascari, G. (1998): Superneutrality of Money in Staggered Wage-Setting Models, Macroeconomic Dynamics, 2, 383-400

– (2000): Optimising Agents, Staggered Wages and Persistence in the Real Effects of Money Shocks, The Economic Journal, 110, 664-686

Ascari, G. / *Garcia*, J. A. (1999): Price/Wage Staggering and Persistence, EUI Working Paper 99/6

Ascari, G. / *Rankin*, N. (2002): Staggered wages and output dynamics under disinflation, Journal of Economic Dynamics and Control, 26, 653-680

Azariadis, C. (1993): Intertemporal Macroeconomics, Blackwell, Oxford UK & Cambridge USA

Bagliano, F. / *Favero*, C. (1998): Measuring Monetary Policy with VAR Models: An Evaluation, European Economic Review, 42, 1069-1112

Ball, L. / *Romer*, D. (1990): Real rigidities and the Non-Neutrality of Money, Review of Economic Studies, 57, 183-203

Baumol, W. (1952): The Transaction Demand for Cash, Quarterly Journal of Economics, 67, 545-556

Benkwitz, A. / *Lütkepohl*, H. / *Wolters*, J. (2001): Comparison of Bootstrap Confidence Intervals for Impulse Responses of German Monetary Systems, Macroeconomic Dynamics, 5, 81-100

Bergin, P. R. / *Feenstra*, R. C. (2000): Staggered price setting, translog preferences, and endogenous persistence, Journal of Monetary Economics, 45, 657-680

Bernanke, B. S. / *Gertler*, M. / *Gilchrist*, S. (1999): The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework, in: Taylor, J. B., Woodford, M., Handbook of Macroeconomics, North-Holland Elsevier, Amsterdam u.a., 1341-1393

Bernanke, B. S. / *Mihov*, I. (1995): Measuring Monetary Policy, NBER Working Paper 5145

Bils, M. / *Klenow*, P. J. (2001): Some Evidence on the Importance of Sticky Prices, mimeo, University of Rochester, Departement of Economics

Blanchard, O. J. (1991, [1983]): Price Asynchronization and Price-Level Inertia, in: Dornbusch, R./Simonsen, M. (1983) (Eds.): Inflation, Debt, Indexation, MIT Press, wieder abgedruckt in: Mankiw, N. G., Romer, D. (1991) (Eds.): New Keynesian Economics, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts, London, England, 243-265

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

– (1992): For a Return to Pragmatism, in: Belongia, M. T., Garfinkel, M. R. (Eds.): The Business Cycle: Theories and Evidence, Kluwer Academic Publishers, Boston, Dordrecht, London, 121-132

– (2000): What Do We know about Macroeconomics that Fisher and Wicksell did not?, Quarterly Journal of Economics, 115, 1375-1409

Blanchard, O. J. / *Fischer*, S. (1989): Lectures on Macroeconomics, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts, London, England

Blanchard, O. J. / *Kiyotaki*, N. (1987): Monopolistic Competition and the Effects of Aggregate Demand, American Economic Review, 77, 647-666

Blanchard, O. J. / *Quah*, D. (1989): The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances, American Economic Review, 79, 655-673

Breitung, J. (1999): Neuere Entwicklungen auf dem Gebiet ökonometrischer Strukturmodelle, mimeo, Humboldt-Universität zu Berlin, Institut für Statistik und Ökonometrie

Brock, W. A. (1974): Money and Growth: The Case for Long Run Perfect Foresight, International Economic Review, 15, 750-777

Campbell, J. Y. (1994): Inspecting the Mechanism, Journal of Monetary Economics, 33, 463-506

Campbell, J. Y. / *Perron*, P. (1991): Pitfalls and opportunities: What macroeconomics should know about unit roots, NBER Technical Working Paper 100

Canova, F. / *Ortega*, E. (1996): Testing Calibrated General Equilibrium Models, mimeo, Universitat Pompeu Fabra

Cass, D. (1965): Optimum Growth in an Aggregative Model of Capital Accumulation, Review of Economic Studies, 32, 233-240

Cecchetti, S. G. (2001): Legal Structure, Financial Structure, and the Monetary Transmission Mechanism, in: Deutsche Bundesbank (Ed.): The Monetary Transmission Process, Recent Developments and Lessons for Europe, Palgrave, Houndmills, 170-194

Charemza, W. / *Deadman*, D. (1997): New Directions in Econometric Practice, 2nd edition, Edward Elgar Publishing, Cheltenham

Chari, V. V. / *Kehoe*, P. J. / *McGrattan*, E. R. (2000): Sticky Price Models of the Business Cycle: Can the Contract Multiplier Solve the Persistence Problem?, Econometrica, 68, 1151-1179

Cho, J.-O. (1993): Money and the business cycle with one period nominal contracts, Canadian Journal of Economics, XXVI, 1, 638-660

Christiano, L. J. / *Eichbaum*, M. (1992): Current Real-Business-Cycle Theories and Aggregate Labor-Market Fluctuations, American Economic Review, 82, 430-450

– (1995): Liquidity Effects, Monetary Policy and the Business Cycle, Journal of Money, Credit and Banking, 27(4): 1113-1136

Christiano, L. J. / *Eichbaum*, M. / *Evans*, C. (1997): Sticky price and limited participation models of money: A comparison, European Economic Review, 41, 1201-1249

– (1999): Monetary policy shocks: What have we learned and to what end?, in: Taylor, J. B., Woodford, M. (Eds.): Handbook of Macroeconomics, Elsevier, Amsterdam, 65-148

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

– (2001): Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy, NBER Working Paper 8403

Clarida, R. / *Galí*, J. / *Gertler*, M. (1999): The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective, Journal of Economic Literature, XXXVII, 1661-1707

Clower, R. W. (1967): A Reconsideration of the Microfoundations of Monetary Theory, Western Economic Journal, 6, 1-9

Cochrane, J. (1994): Shocks, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 41, 295-364

– (1997): Time Series for Macroeconomics and Finance, lecture notes, University of Chicago, Graduate School of Business

Cogley, T. / *Nason*, J. M. (1995): Output Dynamics in Real-Business-Cycle Models, American Economic Review, 85, 492-511

Cooley, T. F. (1995) (Ed.): Frontiers of Business Cycle Research, Princeton University Press, Princeton

– (1997): Calibrated Models, Oxford Review of Economic Policy, 13, 55-69

Cooley, T. F. / *Hansen*, G. D. (1989): The Inflation Tax in a Real Business Cycle Model, American Economic Review, 79, 733-748

– (1998): The role of monetary shocks in equilibrium business cycle theory: Three examples, European Economic Review, 42, 605-617

Cooley, T. F. / *Prescott*, E. C. (1995): Economic Growth and Business Cycles, in : Cooley, T. F. (1995) (Ed.): Frontiers of Business Cycle Research, Princeton University Press, Princeton

Danthine, J. P. / *Donaldson*, J. B. (1993): Methodological and empirical issues in real business cycle theory, European Economic Review, 37, 1-35

Deutsche Bundesbank (1997): Überprüfung des Geldmengenziels, Monatsbericht, August, 17-32

– (1998): 50 Jahre Deutsche Mark, Monetäre Statistiken 1948-1997, Verlag C. H. Beck, Verlag Vahlen

– (2001): Bankbilanzen, Bankenwettbewerb und geldpolitische Transmission, Monatsbericht, September, 51-70

Dixon, H. D. (1997): The role of imperfect competition in New Keynesian economics, in: Snowdon, B., Vane, H. R. (Eds.): Reflections on the Development of Modern Macroeconomics, Edward Elgar, Cheltenham, UK, 158-203

Dixon, H. D. / *Rankin*, N. (1994): Imperfect Competition and Macroeconomics: a Survey, Oxford Economic Papers, 46, 171-199

Doornik, J. / *Hendry*, D. (1997): Modelling Dynamic Systems Using PcFiml 9.0 for Windows, International Thomson Business Press, London, UK

Dotsey, M. / *King*, R. G. (2001): Pricing, Production and Persistence, NBER Working Paper 8407

Drazen, A. (1979): The Optimal Rate of Inflation Revisited, Journal of Monetary Economics, 5, 231-248

Edge, R. M. (2000): Time-to-build, time-to-plan, habit-persistence, and the liquidity effect, Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers. No. 673

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Eichenbaum, M. (1991): Real Business Cylce Theory: wisdom or whimsy?, Journal of Economic Dynamics and Control, 5, 607-626

– (1995): Some Comments on the Role of Econometrics in Economic Theory, The Economic Journal, 105, 1609-1621

Ellison, M. / *Scott*, A. (2000): Sticky prices and volatile output, Journal of Monetary Economics, 46, 621-632

Enders, W. (1995): Applied Econometric Time Series, John Wiley & Sons, New York u. a.

Erceg, C. J. (1997): Nominal Wage Rigidities and the Propagation of Monetary Disturbances, Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers. No. 590

Erceg, C. J. / *Henderson*, D. W. / *Levin*, A. T. (2000): Optimal monetary policy with staggered wage and price contracts, Journal of Monetary Economics, 46, 281-313

Europäische Zentralbank (2000): Geldpolitische Transmission im Euro-Währungsgebiet, Monatsbericht, Juli 2000, 45-62

Eviews 4.0, User's Guide, Quantitative Micro Software, Irvine, California

Fair, R. C. (1992): The Cowles Commission Approach, Real Business Cycle Theories, and New-Keynesian Economics in: Belongia, M. T., Garfinkel, M. R. (Eds.): The Business Cycle: Theories and Evidence, Kluwer Academic Publishers, Boston/Dordrecht/London, 133-147

Farmer, R. E. A. (1999): The Macroeconomics of Self-fulfilling Prophecies, 2nd edition, The MIT Press, Cambridge, Massachussetts, London, England.

Faust, J. (1998): The robustness of identified VAR conclusions about money, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 49, 207-244

Faust, J. / *Leeper*, E. (1997): When do long-run identifying restrictions give reliable results?, Journal of Business and Economic Statistics, 15(3): 345-353

Favero, C. (2001): Applied Macroeconometrics, Oxford University Press, Oxford

Feenstra, R. C. (1986): Functional Equivalence between Liquidity Costs and the Utility of Money, Journal of Monetary Economics, 17, 271-291

Fischer, S. (1977): Long-term contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule, Journal of Political Economy, 1, 191-205

– (1979a): Anticipations and the nonneutrality of money, Journal of Political Economy, 87, 2, 225-252

– (1979b): Capital Accumulation on the Transition Path in a Monetary Optimized Model, Econometrica, 47, 6, 1433-1439

Fuhrer, J. C. (2000): Habit Formation in Consumption and its Implications for Monetary-Policy Models, American Economic Review, 90, 367-390

Galí, J. (2000): New Perspectives on Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle, mimeo, Universitat Pompeu Fabra

Gerke, R. / *Werner*, T. (2001): Monetäre Schocks in VAR Modellen, Arbeitspapiere des Instituts für Volkswirtschaftslehre, Technische Universität Darmstadt, 106

Goodfriend, M. / *King*, R. G. (1997): The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy, in: Bernanke, B. S./Rotemberg, J. J. (Eds.): NBER Macroeconmics Annual, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts, London, England, 231-283

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Greene, W. (2000): Econometric Analysis, Prentice Hall International, Upper Saddle River, New Jersey

Gregory, A. W. / *Smith*, G. W. (1990): Calibration as Estimation, Econometric Reviews, 9, 57-89

– (1991): Calibration as Testing: Inference in Simulated Macroeconomic Models, Journal of Business & Statistics, 9, 297-303

– (1995): Business Cycle Theory and Econometrics, The Economic Journal, 105, 1597-1608

Hairault, J. / *Portier*, F. (1993): Money, New-Keynesian Macroeconomics and the Business Cycle, European Economic Review, 37, 1533-1568

– (1995): Cash-In-Advance Contraint and the Business Cycle, in: Hénin, P.-Y., Advances in Business Cycle Research, Springer, Berlin u. .a., 107-140

Hall, A. (1994): Testing for a Unit Root in Time Series with Pretest Data-Based Model Selection, Journal of Business and Economic Statistics, 12(4): 461-470

Hamilton, J. (1994): Time Series Analysis, Princeton University Press, Princeton, NJ

Hansen, L. P. (1982): Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators, Econometrica, 50, 1029-54

Hansen, L. P. / *Heckman*, J. J. (1996): The Empirical Foundations of Calibration, Journal of Economic Perspectives, 10, 87-104

Heijdra, B. J. / *van der Ploeg*, F. (2002): The Foundations of Modern Macroeconomics, Oxford University Press, Oxford

Hendry, D. (1995): Dynamic Econometrics, Oxford University Press, Oxford

Hénin, P.-Y. (1995): On the Theoretical Relevance and Empirical Validity of Augmented Real Business Cycle Models: An Introduction, in: Hénin, P.-Y., Advances in Business Cycle Research, Springer, Berlin u. .a., 1-18

Hicks, J. (1985): Methods of Dynamic Economics, Clarendon Press, Oxford

Hoover, K. D. (1995): Facts and Artifacts: Calibration and the Empirical Assessment of Real-Business-Cycle Models, Oxford Economic Papers, 47, 24-44

Hoover, K. D. / *Perez*, S. (1999): Data-mining reconsidered: encompassing and the general-to-specific approach to specification search, Econometrics Journal, 2, 167-191

Huang, K. D. / *Liu*, Z. (1999): Staggered Contracts and Business Cycle Persistence, Institute for Empirical Macroeconomics, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Discussion Paper 127

– (2002): Staggered Price-Setting, Staggered Wage-Setting and Business Cycle Persistence, Journal of Monetary Economics, 49, 405-433

Huang, K. D. / *Liu*, Z. / *Phaneuf*, L. (2001): On the Transmission of Monetary Policy Shocks, mimeo, Emory University, Departement of Economics

Hubbard, R. G. (2000): Money, the Financial System, and the Economy, 3rd edition, Addison-Wesley, Boston u. a.

Illing, G. (1992): Neue Keynesianische Makroökonomie, J. C. B. Mohr (Paul Siebeck): Tübingen

– (1997): Theorie der Geldpolitik, Springer, Berlin u.a.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Ireland, P. N. (1997): A small, structural, quarterly model for monetary policy evaluation, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 74, 83-108

Issing, O. / *Angeloni*, I. / *Gaspar*, V. / *Tristani*, O. (2001): Monetary Policy in the Euro Area, Cambridge University Press, Cambridge

Jeanne, O. (1998): Generating real persistent effect of monetary shocks: how much nominal rigidity do we really need?, European Economic Review, 42, 1009-1032

Johansen, S. (1995): Likelihood Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models, Oxford University Press, Oxford

Kashyap, A. K. / *Stein*, J. C. (2000): What Do a Million Obervations on Banks say About the Transmission of Monetary Policy, American Economic Review, 90, 407-428

Kiley, M. T. (1997): Staggered Price Setting and Real Rigidities, Finance and Economics Discussion Series, No. 1997-46

– (1998): Partial adjustment and Staggered Price Setting, Board of Governors of the Federal Reserve System, Finance and Economics Discussion Series, No. 1999-01

Kilian, L. / *Ohanian*, L. (2000): Unit roots, trend breaks and transitory dynamics: a macroeconomic perspective, mimeo, University of Michigan, Departement of Economics

Kim, K. / *Pagan*, A. R. (1995): The Economteric Analysis of Calibrated Macroeconomic Models, in: Pesaran, M. H./Wickens, M. R., Handbook of Applied Econometrics, Volume I: Macroeconomics, Blackwell Publishers, Oxford

Kimball, M. S. (1995): The Quantitative Analytics of the Basic Neomonetarist Model, Journal of Money, Credit, and Banking, 27, 4, 1241-1277

King, R. G. (1990): Money and Business Cycles, Working paper, University of Rochester

– (1995): Quantitative Theory and Econometrics, Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly, 81, 53-105

King, R. G. / *Plosser*, C. I. (1984): Money, Credit and Prices in a Real Business Cycle, American Economic Review, 74, 363-380

King, R. G. / *Plosser*, C. I. / *Rebelo*, S. T. (1988): Production, Growth and Business Cycles, I. The Basic Neoclassical Model, Journal of Monetary Economics, 21, 195-232

Kiyotaki, N. / *Wright*, R. (1989): On Money as a Medium of Exchange, Journal of Political Economy, 97, 927-954

Koenig, E. F. (1999): Is There a Persistence Problem? Part1: Maybe, Federal Reserve of Dallas Economic and Financial Review, 4th Quarter, 10-17

– (2000): Is There a Persistence Problem? Part2: Maybe not, Federal Reserve of Dallas Economic and Financial Review, 4th Quarter, 11-19

Koopmans, T. (1965): On the concept of optimal economic growth, in: The Econometric Approach to Development Planning, Rand-McNally, Chicago

Kydland, F. E. / *Prescott*, E. C. (1982): Time to Build and Aggregate Fluctuations, Econometrica, 50, 1345-1370

– (1991): The Econometrics of the General Equilibrium Approach to Business Cycles, Scandinavian Journal of Economics, 161-178

– (1996): The Computational Experiment: An Econometric Tool, Journal of Economic Perspectives, 10, 69-85

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Lane, P. (2001): The New Open Economy Macroeconomics: A Survey, Journal of International Economics, 54, 235-266

Leeper, E. / *Sims*, C. / *Zha*, T. (1996): What does monetary policy do?, Brookings Papers on Economic Activity, 2, 1-78

Lucas, R. E. (1972): Expectations and the neutrality of money, Journal of Economic Theory, 4, 103-124

– (1975): An Equilibrium Model of the Business Cycle, Journal of Political Economy, 83, 1113-1144

– (1980): Methods and Problems in Business Cycle Theory, Journal of Money, Credit and Banking, 12(4): 696-715

– (1987): Models of Business Cycles, Yrjö Jahnsson Lectures, Basil Blackwell, Oxford

– (1996): Nobel Lecture: Monetary Neutrality, Journal of Political Economy, 104, 661-682

Lucas, R. E. / *Stokey*, N. (1987): Money and Interest in a Cash-in-Advance Economy, Econometrica, 55, 491-513

Lütkepohl, H. (1993): Introduction to Multiple Time Series Analysis, 2nd edition, Springer Verlag, Berlin u.a.

Lütkepohl, H. / *Reimers*, H.-E. (1992): Impulse response analysis of cointegrated systems, Journal of Economic Dynamics and Control, 16, 53-78

Lütkepohl, H. / *Wolters*, J. (1999): A money demand system for German M3, in: Lütkepohl, H., Wolters, J. (Eds.): Money Demand in Europe, Physica-Verlag, Heidelberg, 105-120

Mankiw, N. G. (1985): Small Menu Costs and Large Business Cycles: A Macroeconomic Model of Monopoly, Quarterly Journal of Economics, 100, 529-539

– (1989): Real Business Cycles: A New Keynesian Perspective, Journal of Economic Perspectives, 3, 79-90

– (1990): A Quick Refresher Course in Macroeconomics, Journal of Economic Literature, XXVIII, 1645-1660

– (2001): The Inexorable and Mysterious Tradeoff between Inflation and Unemployment, The Economic Journal, 111, C45-C61

Mankiw, N. G. / *Romer*, D. (1991): Introduction, in: Mankiw, N. G., Romer, D. (1991) (Eds.): New Keynesian Economics, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts, London, England, 1-26

Marchlewitz, G. (1995): Neue Keynesianische Makroökonomik und die Theorie Realer Konjunkturzyklen, in: Flemmig, J., Moderne Makroökonomik - Eine kritische Bestandsaufnahme, Metropolis-Verlag, Marburg, 263-312

– (1997): Zur Erklärung der Konjunktur in der Bundesrepublik Deutschland, Keynesianische Ansätze in der allgemeinen dynamischen Gleichgewichtstheorie mit integriertem Geldmarkt, Metropolis-Verlag, Marburg

Maussner, A. (1994): Konjunkturtheorie, Springer-Verlag, Berlin u. a.

– (1998): Aussengeld in berechenbaren Konjunkturmodellen, mimeo, Otto-Friedrich Universität Bamberg

McCallum, B. T. (1983): The Role of Overlapping Generations Models in Monetary Economics, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 18, 9-44

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

– (1999): Recent Develpomnets in the Analysis of Monetary Policy Rules, Homer Jones Memorial Lecture, mimeo, Carnegie Mellon, Graduate School of Industrial Administration

– (2001): Analysis of the Monetary Transmission Mechanism: Methodological Issues, in: Deutsche Bundesbank (Ed.): The Monetary Transmission Process, Recent Developments and Lessons for Europe, Palgrave, Houndmills, 11-43

McGrattan, E. R. (1994a): The macroeconomic effects of distiornary taxation, Journal of Monetary Economics, 33, 573-601

– (1994b): A Progress Report on Business Cycle Models, Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, 18, 2-16

Mills, T. (1999): The Econometric Modelling of Financial Time Series, 2nd edition, Cambridge University Press, Cambridge

Mishkin, F. (1995): Symposium on the Monetary Transmission Mechanism, Journal of Economic Perspectives, 9(4): 3-10

– (2001): The Economics of Money, Banking, and Financial Markets, 6th edition, Addison Wesley, Boston u. a.

Murray, C. J. / *Nelson* C. R. (2000): The uncertain trend in U.S. GDP, Journal of Monetary Economics, 45, 79-95

Obstfeld, M. / *Rogoff*, K. (1995): Exchange rate dynamics redux, Journal of Political Economy, 103, 624-660

– (1996): Foundations of International Macroeconomics, MIT Press, Cambridge Massachusetts, London, England

Patinkin, D. (1965): Money, Interest, and Prices, 2nd edition, Harper & Row, New York

Perron, P. (1997): Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables, Journal of Econometrics, 80, 355-385

Phillips, P. C. B. (1998): Impulse response and forecast error variance asymptotics in nonstationary VARs, Journal of Econometrics, 83, 21-56

Plosser, C. I. (1989): Understanding Real Business Cycles, Journal of Economic Perspectives, 3, 51-77

Prescott, E. C. (1986): Theory ahead of business cycle measurement, Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, 10, 9-22

Quah, D. T. (1995): Business cylce empirics: calibration and estimation, An Introdction, The Economic Journal, 105, 1594-1596

Richter, R. (1998): Zur Entwicklung der Makroökonomik in den vergangenen 50 Jahren (1947-1997): RWI-Mitteilungen, 49, 1-37

Roberts, J. M. (1995): New Keynesian Economics and the Phillips Curve, Journal of Money, Credit, and Banking, 27, 4, 975-984

Romer, C. / *Romer*, D. (1989): Does monetary policy matter? A new test in the spirit of Friedman and Schwartz, NBER Macroeconomics Annual 1989, MIT Press, Cambridge, 121-170

Romer, D. (1993): The New Keynesian Synthesis, Journal of Economic Perspectives, 7, 1, 5-22

– (1996): Advanced Macroeconomics, McGraw-Hill, New York u. a.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Rotemberg, J. J. (1982): Sticky Prices in the United States, Journal of Political Economy, 90, 6, 1187-1211

Rotemberg, J. J. / *Woodford*, M. (1992): Oligopolistic Pricing and the Effects of Aggregate Demand on Economic Activity, Journal of Political Economy, 100, 1153-1207

– (1995): Dynamic General Equilibrium Models with Imperfectly Competitive Product Markets, in: Cooley, T. F. (Ed.): Frontiers of Business Cycle Research, Princeton University Press, Princeton, 243-293

Rudebuch, G. (1998): Do measures of monetary policy in a VAR make sense?, International Economic Review, Vol. 39, 4, 907-931

Rupert, P. / *Schindler*, M. / *Shevchenko*, A. / *Wright*, R. (2000): The Search-Theoretic Approach to Monetary Economics: A Primer, mimeo, University of Pennsylvania, Departement of Economics

Scharnagl, M. (1999): The stability of German money demand: Not just a myth, in: Lütkepohl, H., Wolters, J. (Eds.): Money Demand in Europe, Physica-Verlag, Heidelberg, 89-104

Sidrausky, M. (1967): Rational Choice and Patterns of Growth in a Monetary Economy, American Economic Review, 57, 534-544

Sims, C. (1980): Macroeconomics and Reality, Econometrica, 48, 1-49

– (1992): Interpreting the macroeconomic time series facts, the effects of monetary policy, European Economic Review, 36, 975-1011

– (1998): Comment on Glenn Rudebusch's "Do Measures of Monetary Policy in a VAR Make Sense?", mimeo, University of Princeton, Departement of Economics

– (1998): Stickiness, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 49, 317-356

Sims, C. / *Stock*, J. H. / *Watson*, M. W. (1990): Inference in linear time series models with some unit roots, Econometrica, 58, 113-144

Snowdon, B. / *Vane*, H. R. (1997): The development of modern macroeconomics: a rough guide, in: Snowdon, B., Vane, H. R. (Ed.): A Macroeconomics Reader, Routledge, London and New York, 1-35

Stadler; G. W. (1994): Real Business Cycles, Journal of Economic Literature, 32, 1750-1783

Summers, L. H. (1986): Some sceptical observations on real business cycle theory, Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, 10, 23-27

Svensson, L. E. O., (1985): Money and Asset Prices in a Cash-in-Advance Economy, Journal of Political Economy, 93, 909-944

Taylor, J. B. (1979): Staggered Wage Setting in a Macro Model, American Economic Review, 69, 108-113

– (1980a): Aggregate Dynamics and Staggered Contracts, Journal of Political Economy, 88, 1-23

– (1980b): Output and Price Stability, Journal of Economic Dynamics and Control, 2, 109-132

– (1999) (Ed.): Monetary Policy Rules, The University of Chicago Press, Chicago, London

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tobin, J., (1956): The Interest Elasticity of the Transaction Demand for Cash, Review of Economics and Statistics, 38, 241-247

Uhlig, H. (1999): A toolkit for analysing nonlinear dynamic stochastic models easily, in: Marimon, R., Scott, A. (Eds.): Computational Methods for the Study of Dynamic Economies, Oxford University Press, Oxford, 30-61

– (2001): What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure, mimeo, Humboldt-Universität zu Berlin, Institut für Wirtschaftspolitik I und Schumpeter Institut

Walras, L. (1954): Elements of Pure Economics, übersetzt und kommentiert von William Jaffé, Homewood, Ill.: Richard D. Irwin; London: Allen & Unwin

Walsh, C. E. (1998): Monetary Theory and Policy, Cambridge Massachusetts, London, England

Wang, P. / *Yip*, C. K. (1992): Alternative Approaches to Money and Growth, Journal of Money, Credit and Banking, 24, 553-562

Watson, M. W. (1993): Measures of fit for calibrated models, Journal of Political Economy, 101, 1011-41

Whalen, E. L. (1966): A rationalization of the precautionary demand for cash. Quarterly Journal of Economics, 80, 314-324

Wickens, M. (1995): Real Business Cycle Analysis: A Needed Revolution in Macroeconometrics, The Economic Journal, 105, 1637-1648

Yun, T. (1996): Nominal Price Rigidity, Money Supply Endogeneity, and Business Cycles, Journal of Monetary Economics, 37, 345-370

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Sachwortverzeichnis

Anpassungskostenfunktion 100, 160
Äquivalenz
– funktional 66, 67
– qualitativ 67
Arbeitsvermittler 154, 156, 157, 158, 162, 164, 177
asynchron fix
– Geldlöhne 23
– Güterpreise 23

Bedingungen erster Ordnung 71, 74, 98, 101, 129, 131, 134, 161, 163
black box 16
Budgetrestriktion 65, 68, 70, 73, 74, 88, 99, 102, 129, 155, 156, 160

cash-in-advance, CIA 28, 65
Cholesky-Zerlegung 36, 46

Einheitswurzel (unit root) 37, 47, 51, 52, 195
Einkommenseffekt 152, 177
Elastizität
– des Arbeitsangebots 77, 107, 138
– intertemporale Substitutionselastizität der Arbeit 78, 108, 139, 173, 180, 184, 185, 186, 188
– intertemporale Substitutionselastizität des Konsums 78, 108, 139, 142, 174, 184, 186, 188
– Preiselastizität der Nachfrage 87
– Substitutionselastizität zwischen den Gütern 97, 117, 121, 127, 151, 157
Empirische Evidenz 19, 33

Faktorproduktivität 26, 70, 97, 127
Fehlerkorrekturmodell 48, 53
Finanzinnovation 16

Geldnachfrage 64, 65, 67, 69, 74, 79, 104, 109, 135, 140, 164, 167, 175
Geldnachfragefunktion 22, 53, 185
Grenznutzen des Geldes 69, 74, 104, 135, 167
Grenznutzen des Konsums 74, 75, 77, 104, 107, 111, 119, 135, 138, 142, 167
Grenzrate der Substitution 75, 101, 104, 132, 135, 166, 167, 177

humped-shaped 20

Identifikation 16, 35, 36, 37, 40, 41, 46, 54
Impuls 15, 16, 17, 18, 21, 111, 115, 117, 152, 153, 177, 178, 173, 188
Impuls-Antwort-Funktion 20, 30, 32, 35, 40, 43, 49, 50, 54, 82, 84, 86, 111, 116, 142, 144, 147, 178, 184
Inflationssteuer (inflation tax) 27, 55, 86
IS-LM-Modell 15

Kalibrierung 77, 107, 108, 118, 138, 139, 173, 198, 199, 201, 202
– Parameterselektion 199, 200, 201, 202, 203
– Schätzen 199
– Testen 199

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

klassische Dichotomie 26, 78, 107, 115, 138
Kointegration 47
Kointegrationsanalyse 47, 53, 197
Kointegrationsrang 49, 54
Konfidenzintervall 49, 50, 55, 62
Konjunkturzyklus 26, 28, 30, 39, 84, 209
Konkurrenz
– monopolistische 28, 32, 64, 87, 88, 89, 90, 91
– vollständige 28, 32, 64
Konsumglättung 111, 112, 142
Kontraktperiode 153, 188

Lag-Länge 53, 196
Lagrange-Multiplikator 72, 99, 101, 129, 131, 160, 161, 163
lending view 17
Lineare Approximation 79, 109, 140, 174
Liquiditätsfalle 15
liquidity puzzle 55, 62
Lohnfixierung 153, 167, 207, 208

Menü-Kosten 93, 100, 112, 116, 160
method of undetermined coefficients 79, 109, 140, 175
Modell
– Baukastenprinzip 27
– dynamisch 23, 24, 29, 31, 32, 33, 36, 93, 94, 198, 199, 201, 203
– Modelldesign 26, 29, 153, 200
– Modellrahmen 23, 31, 84, 116
– neoklassisches Wachstumsmodell 25
– partialanalytisch 17
– Real Business Cycle (RBC) Modell 23
– shopping-time Modelle 66
– Spezifikation 22, 28, 33, 39, 188, 196, 201, 204, 205
– statisch 18
– totalanalytisch 17
– vektorautoregressiv 20, 35
money in the utility, MIU 65
money view 17
Monte-Carlo-Simulation 49

Neue Keynesianische Makroökonomik 23, 26, 30
Neuklassik 26, 28
Neutralität des Geldes 20, 55, 90
New Neoclassical Synthesis 30
Nutzenfunktion 27, 33, 65, 66, 67, 69, 76, 78, 105, 108, 111, 118, 137, 139, 142, 154, 164, 170, 172, 173, 184, 185, 188, 192, 201, 202, 209

Orthogonalisierung 45, 46

persistent 19, 23, 33, 39
Preisträgheit
– asynchrone Preisfestlegung 35, 124
– Preisanpassungskosten 22, 28, 32, 33, 94, 116, 117, 118, 208, 209, 211
price puzzle 55, 62
Produktionsfunktion 70, 75, 97, 105, 127, 136, 170, 201

Quantil 50
Quantils-Konfidenz-Intervall 50

rationale Erwartungen 73, 88, 102, 132
Reaktionsfunktion 21, 38
Realkasseneffekt 111, 142
recursive equilibrium law of motion 79, 109, 140, 175
Regression
– Reduzierte-Rang-Regression 48, 49
– Scheinregression 48
Rigidität
– nominal 15, 18, 22, 28, 33, 64, 67, 90, 112, 115, 121, 153
– real 24, 29, 115, 121, 151

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Saisonfigur 51
Schätzansatz
– Cowles Commission-Ansatz 40
– General-to-specific Ansatz 53
Schätzverfahren
– Generalized Method of Moments 203
– Maximum-Likelihood 203
Schock
– korreliert 43
– monetär 15, 35, 36, 37, 64, 66, 67, 81, 84, 91, 93, 111, 117, 121, 153, 183, 188, 208
– technologischer 24, 86, 198
– unkorreliert 43
Standardabweichung 20, 84, 85, 204, 209, 210
steady state, Charakterisierung 75
stilisierte Fakten 19, 27, 28, 31, 36, 200, 201, 202
Substitutionseffekt 25
superneutral 78, 82, 107, 138
symmetrisches Gleichgewicht 102, 132, 146, 164
systematische Reaktion 21

Tarifabschluss 206
Test
– Augmented-Dickey-Fuller Test 52
– Phillips-Perron Test 52
Theorie
– makroökonomische 198
– quantitative 198
Trägheit des aggregierten Preisniveaus 17, 18, 19, 26, 31, 93
Transmissionskanal 16, 17, 19, 27, 33, 90, 108, 117, 139, 146
Transmissionskanäle
– Kanal der relativen Preise 17
– Kreditkanal 17
– Wechselkurskanal 17
– Zinskanal 17
Transmissionsmechanismus 15, 20, 27, 29, 30, 35, 48, 54, 64, 81, 89, 111, 142, 177, 186

unit root 37, 47, 195

Zeitreihen
– kointegriert 37
– nichtstationär 37
– stationär 43

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51049-8
Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-06-11 04:20:40
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH