

Volkswirtschaftliche Schriften

Heft 522

Determinanten des realen Wechselkurses

Eine theoretische und empirische Analyse

Von

Christoph Fischer



Duncker & Humblot · Berlin

DOI <https://doi.org/10.3790/978-3-428-50508-1>

Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-12-19 16:21:16
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

CHRISTOPH FISCHER

Determinanten des realen Wechselkurses

Volkswirtschaftliche Schriften

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

Heft 522

Determinanten des realen Wechselkurses

Eine theoretische und empirische Analyse

Von

Christoph Fischer



Duncker & Humblot · Berlin

Die Deutsche Bibliothek – CIP-Einheitsaufnahme

Fischer, Christoph:

Determinanten des realen Wechselkurses : eine theoretische
und empirische Analyse / Christoph Fischer. –

Berlin : Duncker und Humblot, 2002

(Volkswirtschaftliche Schriften ; H. 522)

Zugl.: Mainz, Univ., Diss., 2000

ISBN 3-428-10508-7

Alle Rechte vorbehalten

© 2002 Duncker & Humblot GmbH, Berlin

Fremddatenübernahme: Berliner Buchdruckerei Union GmbH, Berlin

Druck: Color-Druck Dorfi GmbH, Berlin

Printed in Germany

ISSN 0505-9372

ISBN 3-428-10508-7

Gedruckt auf alterungsbeständigem (säurefreiem) Papier
entsprechend ISO 9706 ☼

Danksagung

Meine wissenschaftlichen Arbeiten zum vorliegenden Buch wurden in vielfältiger Weise unterstützt. Besonderer Dank gilt Prof. Dr. Karlhans Sauernheimer, der wertvolle Anregungen gab, meine Forschungsarbeiten mit fortdauerndem Interesse begleitete und in zahlreichen Diskussionen zum Verständnis der ökonomischen Zusammenhänge beitrug. Auf ihn geht auch der Kontakt zu Prof. Jerome L. Stein zurück, welcher mir einen Einblick aus erster Hand in die Gedankenwelt des NATUREX-Ansatzes verschaffte. Prof. Dr. Peter M. Schulze danke ich für die Erstellung des Zweitgutachtens. Des weiteren profitierte ich von vielen Diskussionen mit meinen Kollegen Dr. Thomas Trauth, Dr. Robert Grassinger, Udo Kreickemeier, Mathias Schwarz und Dr. Daniel Porath. Letztere drei lasen freundlicherweise auch Teile des Manuskripts und machten zahlreiche Verbesserungsvorschläge. Ratschläge in mathematischen Fragen durfte ich bei Dr. Günter Schmidt und Jochen Beißer einholen.

Mainz, im März 2001

Christoph Fischer

Inhaltsverzeichnis

A. Einleitung	17
B. Die Struktur eines NATREX-Modells	23
I. Die Investitionsfunktion	23
II. Vermögensbestandteile in NATREX-Modellen und ihre Erträge	32
III. Die Gütermarktgleichgewichtsbedingung	35
1. Die Sparfunktion	36
2. Die Handelsbilanz	41
IV. Abschließende Bemerkungen zur Modellstruktur	44
C. Ein NATREX-Modell für Deutschland	46
I. Charakteristika eines NATREX-Modells für Deutschland	46
II. Ein NATREX-Modell mit importiertem Rohstoff	48
III. Zusammenfassende Darstellung der Modellgleichungen	55
IV. Der Weg zum mittelfristigen Gleichgewicht	56
V. Langfristige Elemente des Modells	62
VI. Störungen	75
1. Anstieg der inländischen Zeitpräferenzrate	75
2. Anstieg der Produktivität im Inland	83
3. Steigerung der Rohstoffeffizienz	89
4. Verlagerung der Präferenzen der Inländer von importierten hin zu im Inland hergestellten Konsumgütern	93

5. Verringerung des relativen Preises importierter Rohstoffe	95
6. Anstieg des realen Weltkapitalmarktzinses	97
7. Anstieg des Vermögens im Rest der Welt	102
8. Anstieg der Zeitpräferenzrate im Rest der Welt	104
9. Geschmacksverlagerung im Ausland hin zu den im Inland hergestellten Konsumgütern	105
10. Die Störungen im Rückblick	107
D. Eine empirische Analyse des deutschen realen Wechselkurses	111
I. Untersuchungsziele und -methodik, zeitliche Abgrenzung	111
II. Die Zeitreihen im einzelnen	113
1. Der reale Wechselkurs	113
2. Die Zeitpräferenzrate	115
3. Der Produktivitätsparameter	117
4. Weitere Fundamentalvariablen	120
III. Statistische Eigenschaften der untersuchten Zeitreihen	125
1. Korrelation	126
2. Einheitswurzeltests	126
a) ADF-Tests	126
b) DF-GLS-Tests	131
c) Einheitswurzeltests bei Vorliegen eines Strukturbruchs	133
IV. Kointegrationsanalyse	134
1. Methodik	134
2. Ergebnisse	137
V. Die Entwicklung des deutschen realen Wechselkurses und seines langfristigen Gleichgewichtswerts von 1973 bis 1998	143
VI. Fehlerkorrekturmodelle	149
E. Resümee	160

Anhang I: Herleitung der Investitionsfunktion bei Installationskosten unter Berücksichtigung eines importierten Rohstoffs	164
Anhang II: Das NATREX-Modell für Deutschland	168
1. Das Verhältnis verschiedener Aggregate zueinander	168
2. Die vier grundlegenden Modellgleichungen	169
3. Partielle Ableitungen wichtiger Variablen	169
4. Steigungen von Kurven und dynamische Analyse des Modells	171
Anhang III: Auswirkungen eines Preisanstiegs importierter Konsumgüter	175
Anhang IV: Die Datenreihen der empirischen Analyse: Quellen und Berechnungen	179
Anhang V: Kointegrationsanalyse: Dummy-Variablen und Sensitivitätsanalysen ...	183
Literaturverzeichnis	187
Personenregister	193
Sachregister	195

Abbildungsverzeichnis

Abb. 1: In N und $F(K, L; u)$ limitationale Produktionsfunktion im F - N -Raum	49
Abb. 2: In N und $F(K, L; u)$ limitationale Produktionsfunktion im K - N -Raum	50
Abb. 3: Produktivität und Rohstoffeinsatz	53
Abb. 4: Rohstoffeffizienz und Rohstoffeinsatz	54
Abb. 5: Die IX-Gerade	57
Abb. 6: Die PB-Gerade	59
Abb. 7: Mittelfristiges Gleichgewicht	59
Abb. 8: Reaktion des realen Wechselkurses auf einen Anstieg des Kapitalstocks bzw. der Nettoauslandsverschuldung	64
Abb. 9: Die $\dot{K} = 0$ -Kurve	65
Abb. 10: Die $\dot{F} = 0$ -Kurve	68
Abb. 11: Stabilität	70
Abb. 12: Sattelpfad-Stabilität	71
Abb. 13: Mittelfristige Auswirkungen eines Anstiegs der inländischen Zeitpräferenzrate	77
Abb. 14: Mögliche Trajektorien infolge eines Anstiegs der inländischen Zeitpräferenzrate	78
Abb. 15: Mögliche Zeitpfade des realen Wechselkurses infolge eines Anstiegs der inländischen Zeitpräferenzrate und anderer Störungen	81
Abb. 16: Mittelfristige Auswirkungen eines Produktivitätsanstiegs	84
Abb. 17: Mögliche Trajektorien infolge eines Produktivitätsanstiegs	86
Abb. 18: Mögliche Zeitpfade des realen Wechselkurses infolge eines Produktivitätsanstiegs bei Fall 2 und Überwiegen der Primäreffekte	88
Abb. 19: Mittelfristige Auswirkungen einer gestiegenen Rohstoffeffizienz	90
Abb. 20: Mögliche Trajektorien infolge einer gestiegenen Rohstoffeffizienz	91
Abb. 21: Mögliche Zeitpfade des realen Wechselkurses infolge einer gestiegenen Rohstoffeffizienz und anderer Störungen	92
Abb. 22: Mittelfristige Auswirkungen eines Realzinsanstiegs auf dem Weltkapitalmarkt	99

Abb. 23: Mögliche Trajektorien infolge eines Realzinsanstiegs auf dem Weltkapitalmarkt	100
Abb. 24: Mögliche Zeitpfade des realen Wechselkurses infolge eines Realzinsanstiegs auf dem Weltkapitalmarkt	103
Abb. 25: Realer Außenwert der DM auf Basis des Preisindex für die Lebenshaltung, <i>RCPI</i>	115
Abb. 26: Zeitpräferenzrate Deutschlands, p^D , Originaldaten und saisonbereinigte Werte; ab 1991:1 incl. der neuen Bundesländer	116
Abb. 27: Totale Faktorproduktivität Westdeutschlands, u^D , saisonbereinigte Werte	120
Abb. 28: Realzins auf dem Kapitalmarkt der USA, r^{US}	121
Abb. 29: Relativpreis der von Deutschland importierten Rohstoffe und importierten Fertigwaren, p^D	122
Abb. 30: Inputkoeffizient für importierte Rohstoffe in Deutschland, a^D ; ab 1991:1 incl. der neuen Bundesländer	122
Abb. 31: Rohstoffimportfaktor, $a^D \cdot p^D$	123
Abb. 32: Geschmacksparemeter Deutschlands, r^D ; saisonbereinigte Werte	125
Abb. 33: Tatsächliche und gleichgewichtige Werte des realen Wechselkurses, <i>RCPI</i> ...	144
Abb. 34: Prozentuales Misalignment des realen Wechselkurses, <i>RCPI</i>	144
Abb. 35: Anpassungspfade des realen Wechselkurses, <i>RCPI</i> , gemäß ECM 1 für gegebene Schocks	154
Abb. A1: Tatsächliche und geschätzte Werte des Rohstoffimportfaktors ($a^D \cdot p^D$); Residuen der Schätzung zum Betrag	184
Abb. A2: Tatsächliche und geschätzte Werte der amerikanischen Realzinsen r^{US} ; Residuen der Schätzung zum Betrag	185

Tabellenverzeichnis

Tab. 1:	Theoretisch ermittelte Multiplikatoren	108
Tab. 2:	ADF-Test, 1973:1 bis 1998:4	128
Tab. 3:	ADF-Test, 1975:1 bis 1998:4	128
Tab. 4:	ADF-Test der ersten Differenzen	129
Tab. 5:	ADF-Test über $\Delta\tau^{(8)}$ und $\Delta\Delta\tau^{(8)}$, 1975:1 bis 1998:4	129
Tab. 6:	Tests auf $\gamma = a_0 = 0$, $\gamma = a_2 = 0$ und $\gamma = a_0 = a_2 = 0$, 1973:1 bis 1998:4 ..	130
Tab. 7:	Tests auf $\gamma = a_0 = 0$, $\gamma = a_2 = 0$ und $\gamma = a_0 = a_2 = 0$, 1975:1 bis 1998:4 ..	130
Tab. 8:	DF-GLS-Test, 1973:1 bis 1998:4	132
Tab. 9:	VAR 1; Tests auf reduzierten Rang, also Tests auf r kointegrierende Vektoren	138
Tab. 10:	VAR 1 und VAR 2, LR-Test auf Signifikanz der Fehlerkorrekturkoeffizienten (α) sowie der Variablen im kointegrierenden Vektor (β)	139
Tab. 11:	VAR 2; Tests auf reduzierten Rang, also Tests auf r kointegrierende Vektoren	141
Tab. 12:	Fehlerkorrekturmodell für $\Delta RCPI_t$, 1976:1 bis 1998:4	151

Abkürzungsverzeichnis

ADF	Augmented Dickey-Fuller
ADL	Autoregressive distributed lag
AIC	Akaike-Informationskriterium
AR	Autoregression, autoregressiv
ARCH	Autoregressiv bedingte Heteroskedastie (autoregressive conditional heteroscedasticity)
BIP	Bruttoinlandsprodukt
BSP	Bruttosozialprodukt
CES	Konstante Substitutionselastizität (constant elasticity of substitution)
CRRA	Konstante relative Risikoaversion
DF-GLS	Dickey-Fuller generalized least squares
ECM	Fehlerkorrekturmodell (error correction model)
EWS	Europäisches Währungssystem
EWU	Europäische Währungsunion
H_0	Nullhypothese
HQC	Hannan-Quinn-Kriterium
$I(x)$	Integriert vom Grade x
KQ	Kleinstquadrat
KW	Kritischer Wert
LM	Lagrange multiplier
LR	Likelihood ratio
MA	Moving average
NATREX	Natürlicher realer Wechselkurs (natural real exchange rate)
NV	Normalverteilung
SBC	Schwarz-Bayes-Kriterium
SOFC	Suboptimal feedback control
VAR	Vektorautoregression, vektorautoregressiv
VECM	Vektorfehlerkorrekturmodell

Verzeichnis der wichtigsten Variablen

Griechische Symbole

α	partielle Produktionselastizität des Kapitals oder
α	Fehlerkorrekturkoeffizient
β	Parameter einer Schätzgleichung, z. B. Koeffizienten innerhalb eines kointegrierenden Vektors
δ	Grenznutzenelastizität des Konsums = Arrow-Pratt-Maß der relativen Risikoaversion = Kehrwert der intertemporalen Substitutionselastizität
ε	white noise-Prozeß
λ	= $n + \mu$ oder
λ	Parameter des Perron-Tests, vgl. Kapitel D. III. 2. c)
μ	Rate, mit der der Kapitalstock verschleißt
ν	Parameter der Geschwindigkeit der internationalen Realzinskonvergenz
ρ	Zeitpräferenzrate
ρ^D	Konsumquote Deutschlands
Σ	reale Ersparnis bei endogener mittelfristiger Anpassung von R und r
σ^2	Varianz von W_t
τ	Geschmackssparameter bez. in- und ausländischer Konsumgüter
$\tau^{(8)}$	Importquote des Auslands bez. deutscher Waren, vgl. Anhang IV
τ^D	„Verbrauchsgüterimporte“ pro BIP; vgl. Kapitel D. II. 4.
$v(c_t)$	Nutzen in t aus dem Pro-Kopf-Konsum zum Zeitpunkt t
ϕ	Installationskostenfunktion
ψ	Umkehrfunktion von (A.1.1), vgl. Anhang I

Lateinische Symbole

A	reale inländische Absorption
a	Inputkoeffizient importierter Rohstoffe
a^D	Rohstoffimporte / BIP
$A(k_t)$	vgl. Gleichung (6)
AI	Bruttoanlageinvestitionen zu konstanten Preisen
AV	Bruttoanlagevermögen zu konstanten Preisen
B	realer Handelsbilanzüberschuß
BIP	reales Bruttoinlandsprodukt
BIP^{nom}	nominales Bruttoinlandsprodukt

<i>BSP</i>	reales Bruttosozialprodukt
<i>C</i>	realer Konsum
<i>c</i>	realer Konsum pro Kopf
<i>CA</i>	realer Leistungsbilanzüberschuß
<i>CPI^{US}</i>	Konsumentenpreisindex in den USA
<i>Dp833</i>	Impuls-Dummyvariable mit dem Wert 1 in 1983:3 und 0 sonst
<i>Dp851</i>	Impuls-Dummyvariable mit dem Wert 1 in 1985:1 und 0 sonst
<i>Dp911</i>	Impuls-Dummyvariable mit dem Wert 1 in 1991:1 und 0 sonst
<i>E_t</i>	Erwartungswert zum Zeitpunkt <i>t</i>
<i>ECT</i>	Fehlerkorrekturterm
<i>F</i>	reale Nettoauslandsverschuldung oder
<i>F</i>	Produktionsfunktion
<i>f</i>	Intensitätsform der Produktionsfunktion <i>F</i>
<i>G</i>	Produktionsfunktion
<i>g</i>	Intensitätsform der Produktionsfunktion <i>G</i>
<i>H</i>	Gütermarktgleichgewicht aufgelöst nach <i>R</i> , vgl. Gleichung (35)
<i>H_c</i>	Current-Value-Hamiltonfunktion
<i>I</i>	reale Investitionen
<i>i</i>	reale Investitionen pro Kopf
<i>I_t^B</i>	reale Bruttoinvestitionen
<i>i^{US}</i>	Nominalzinsen auf langfristige Staatsanleihen in den USA
<i>J</i>	reale Investitionen bei endogener mittelfristiger Anpassung von <i>R</i> und <i>r</i>
<i>J_{x,y}</i>	Jacobi-Matrix der Gleichungen <i>x</i> und <i>y</i>
<i>K</i>	Kapitalstock
<i>k</i>	Kapitalintensität, Pro-Kopf-Kapitalstock
<i>L</i>	Arbeitseinsatz, Bevölkerung oder
<i>L</i>	= <i>J</i> - Σ
<i>M</i>	realer Wert der Konsumgüterimporte
<i>N</i>	im Produktionsprozeß eingesetzte Menge des importierten Rohstoffs
<i>n</i>	Wachstumsrate der Bevölkerung, Wachstumsrate der Beschäftigtenzahl
<i>p</i>	Preis des importierten Rohstoffs in Einheiten des importierten Konsumguts
<i>p^D</i>	= p_N^D / p_M^D
<i>p_M</i>	Geldpreis des importierten Konsumguts in Inlandswährung
<i>p_M^D</i>	Index der Einfuhrpreise von Fertigwaren in Deutschland
<i>p_N</i>	Geldpreis des importierten Rohstoffs in Inlandswährung
<i>p_N^D</i>	Index der Rohstoffeinfuhrpreise Deutschlands
<i>p_Q</i>	Geldpreis des Exportguts in Inlandswährung
<i>Q</i>	reale Produktion
<i>q</i>	Tobins <i>q</i> , Schattenpreis einer marginalen Einheit Kapital
<i>R</i>	realer Wechselkurs in Mengennotierung
<i>r</i>	Anzahl der kointegrierenden Vektoren oder
<i>r</i>	Realzinssatz auf dem inländischen Kapitalmarkt

$\tilde{r}$	Rendite eines risikolosen Assets
$\underline{r}$	erwartete Realverzinsung einer risikobehafteten Anlage
r^D	Realzins in Deutschland
r^{US}	Realzins in den USA
$RCPI$	realer Wechselkurs auf Basis von Preisindizes für die Lebenshaltung
$RULC$	realer Wechselkurs auf Basis der Lohnstückkosten im verarbeitenden Gewerbe
S	reale Ersparnis
s	Zeitindex
T	Endzeitpunkt einer Periode, Anzahl der Beobachtungswerte
t	Zeitindex, deterministischer Trend
U	Nutzen
u	Produktivitätsparameter
u^D	totale Faktorproduktivität Westdeutschlands
V_0	Barwert der zukünftigen Gewinne des repräsentativen Unternehmens
W	reales Vermögen
$\bar{W}$	reales Vermögen W zuzüglich des kapitalisierten Arbeitseinkommens
W_t	Brownsche Bewegung
w	Reallohn
X	realer Exportwert
x^*	steady-state-Wert der Variablen x
x^A	Variable x des Auslands
X_t	Preis einer risikobehafteten Anlage
Y	reales Bruttoinlandsprodukt
y	reales Bruttoinlandsprodukt pro Kopf
$Y^{(10)}$	gewichtete Summe der realen Bruttoinlandsprodukte zehn deutscher Exportmärkte, vgl. Anhang IV
Z	Vektor der Fundamentalvariablen

A. Einleitung

Nach wie vor stellt die Erklärung von Wechselkursentwicklungen Wissenschaftler wie Marktteilnehmer vor große Probleme. So wird z. B. in jüngster Zeit¹ häufig darüber diskutiert, inwiefern der relativ geringe Wert des Euro fundamental gerechtfertigt ist. In der Tat hat sich die im Euro aufgegangene DM in den fünf Jahren seit 1995 gegenüber dem US-Dollar um rund ein Drittel abgewertet. Dies wäre nicht weiter verwunderlich, wenn die Inflationsdifferenz zwischen diesen beiden Währungsgebieten ebenso hoch gewesen wäre, so daß sich der Relativpreis zwischen auf dem amerikanischen und dem deutschen Markt gehandelten Gütern nicht verändert hätte. Doch der an den jeweiligen Verbraucherpreisindizes gemessene Inflationsvorsprung der USA gegenüber Deutschland betrug über diese fünf Jahre gerade sechs Prozentpunkte. Der Relativpreis auf dem deutschen Markt gehandelter Güter gegenüber denen auf dem amerikanischen Markt ist also um knapp 30 % gesunken. Inwieweit ist diese reale Abwertung nun auf spekulative Kapitalströme zurückzuführen und inwieweit auf Änderungen fundamentaler ökonomischer Variablen? Einer solchen Frage nach den Bestimmungsfaktoren des realen Wechselkurses Deutschlands soll, losgelöst vom konkreten Fall, in der vorliegenden Arbeit nachgegangen werden.

Die Beschäftigung mit diesem Thema impliziert eine Unterscheidung zwischen dem tatsächlichen und einem fundamental erklärbaren, gleichgewichtigen Wechselkurs. Unter Hinweis auf die annähernd ununterbrochene Räumung der Devisenmärkte wird gelegentlich behauptet, daß diese beiden Größen nie voneinander abweichen.² Wenn aber von einem gleichgewichtigen realen Wechselkurs die Rede ist, der sich vom tatsächlichen unterscheidet, also von einem Misalignment, einer Über- oder Unterbewertung, wird damit nicht ein Ungleichgewicht auf dem Devisenmarkt unterstellt, sondern daß der tatsächliche reale Wechselkurs c. p. mittel- bis langfristig zu einem anderen Wert, dem Gleichgewichtswert, konvergieren wird.³ Eine solche Konvergenz wird nicht von Ungleichgewichten auf den Devisenmärkten, sondern auf anderen, insbesondere den Gütermärkten, erzwungen.

¹ So beträgt der Dollarkurs zum 16. 08. 2000 z. B.: 2,15590 DM/\$.

² Vgl. z. B. *International Monetary Fund* [1998].

³ Nach *Krugman* [1990] ist mit diesen Begriffen außerdem noch impliziert, daß der Anpassungsprozeß mit Hilfe aktiver Wechselkurspolitik erleichtert werden kann. So wünschenswert diese Eigenschaft auch ist, ist doch eine so weitgehende Definition hier nicht notwendig.

Die hohe Bedeutung des realen Wechselkurses rührt von seinem Einfluß auf die Leistungsbilanz her: Bei Normalreaktion verschlechtert eine reale Aufwertung die Leistungsbilanz. Mit dem Außenbeitrag sinkt die Nachfrage nach heimischen Gütern und damit der Absatz im Exportsektor und im Sektor der Importsubstitutionsgüter. Zumindest in der Anpassungsphase kann daraus strukturelle Arbeitslosigkeit resultieren. Länder mit Leistungsbilanzdefiziten stehen darüber hinaus vor dem Problem, diese finanzieren zu müssen. Dies alles ist akzeptabel, wenn es sich bei der Aufwertung um ein Gleichgewichtsphänomen handelt, nicht aber wenn es aus einer realen Überbewertung der Inlandswährung im obigen Sinne resultiert. Länger anhaltende reale Überbewertungen begünstigen eine fundamental nicht gerechtfertigte Spezialisierung der heimischen Ökonomie auf die Produktion nicht-handelbarer Güter, länger anhaltende reale Unterbewertungen hingegen eine Spezialisierung auf die Produktion von Importsubstitutions- und Exportgütern. Die absehbare Korrektur des realen Wechselkurses wird dann einen erneuten Strukturwandel mit all den möglicherweise damit einhergehenden volkswirtschaftlichen Kosten erforderlich machen. Eine solche Korrektur nimmt in Extremfällen die Form einer Währungskrise an. Jüngere Beispiele dafür sind die Krise des Europäischen Währungssystems (EWS) 1992 bis 1993 und die mit weit höheren volkswirtschaftlichen Kosten verbundene Krise ost- und südostasiatischer Währungen 1997 bis 1998. Die rechtzeitige und zuverlässige Diagnose eines Misalignments und damit die Bestimmung eines gleichgewichtigen realen Wechselkurses aus seinen fundamentalen Determinanten ist eine notwendige Voraussetzung dafür, solche Fehlentwicklungen zu vermeiden.

Eine konkrete wirtschaftspolitische Notwendigkeit für die Bestimmung eines Gleichgewichtskurses entsteht auch immer dann, wenn eine Währung gegenüber einer anderen fixiert werden soll oder gar ein Land einer Währungsunion beitreten möchte. Da Güterpreise sich nach vorherrschender Auffassung nur vergleichsweise langsam anpassen, können mit der Fixierung des nominalen Wechselkurses zu seinem Gleichgewichtskurs Anpassungskosten vermieden werden. Zum Beispiel wird die erzwungene Aufgabe der Wechselkursregelungen für das britische Pfund 1992 nur zwei Jahre nach seinem Beitritt zum Wechselkursmechanismus des EWS u. a. der Festsetzung eines zu hohen Pfund-Kurses zugeschrieben. Aus diesen Gründen ist auch eine Ermittlung der Gleichgewichtskurse der Währungen mittel- und osteuropäischer Länder gegenüber dem Euro wichtig, bevor diese Länder eventuell der Europäischen Währungsunion (EWU) beitreten. Obwohl es keine eigene Währung mehr besitzt, ist auch für ein Land innerhalb einer Währungsunion die Bestimmung seines gleichgewichtigen realen Wechselkurses von Interesse, wenn es darum geht, durch Variation der Fundamentalvariablen entstehende Spannungen innerhalb der Union abzuschätzen. Für Länder, die einen hohen Offenheitsgrad aufweisen, wie es z. B. für viele Teilnehmerstaaten der EWU, insbesondere auch für Deutschland, der Fall ist, ist eine Abschätzung eventueller Misalignments besonders wichtig.

Das traditionelle Instrument zur Bestimmung eines langfristig gleichgewichtigen realen Wechselkurses ist die Kaufkraftparitätentheorie. Ihrer relativen Form

zufolge entspricht die Differenz in den Inflationsraten zweier Länder langfristig der Veränderungsrate ihres bilateralen nominalen Wechselkurses. Diese Anpassung des nominalen Wechselkurses wird meist mit dem Phänomen der Güterarbitrage begründet.⁴ Die relative Kaufkraftparitätentheorie impliziert, daß der reale Wechselkurs konstant, zumindest aber stationär ist.⁵ Damit brauchte man sich über Determinanten des realen Wechselkurses keine weiteren Gedanken zu machen. Es bestanden aber schon früh Zweifel an der Realitätsnähe der Kaufkraftparitätentheorie. Das wohl bekannteste Gegenargument ist die Hypothese von Balassa [1964] und Samuelson [1964]. Darin wird zu bedenken gegeben, daß internationale Güterarbitrage nur mit international handelbaren Gütern vorgenommen werden kann. Da die zur Inflationsberechnung herangezogenen Preisindizes aber typischerweise auch nicht-handelbare Güter enthalten, werden Inflationsdifferenzen immer dann nicht von Änderungen des nominalen Wechselkurses ausgeglichen werden können, wenn sich der Relativpreis von handelbaren zu nicht-handelbaren Gütern im In- und Ausland unterschiedlich stark verändert hat. Eine solche Entwicklung werde vom unterschiedlichen Produktivitätswachstum im Sektor der handelbaren Güter verschiedener Länder, beispielsweise der Industrieländer einerseits und der Entwicklungsländer andererseits, hervorgerufen. Durch eine solche Störung ändert sich auch der jeweilige reale Wechselkurs dauerhaft.

Ein gleiches Ergebnis erhält man generell bei realen Störungen, selbst wenn nur handelbare Güter existieren, diese aber im In- und Ausland mit einem unterschiedlichen Gewicht in den Preisindex eingehen.⁶ Daß aber wegen landesspezifischer Konsumgewohnheiten und Produktionsstrukturen die Gewichte einzelner Güter oder Gütergruppen in den Preisindizes unterschiedlich sind, kann ebensowenig bestritten werden wie die Existenz realer Schocks, die die Relativpreise zwischen diesen Gütern ändern. Von einer Stationarität oder gar Konstanz des realen Wechselkurses, wie sie die Kaufkraftparitätentheorie verlangt, kann daher nicht ausgegangen werden.⁷

⁴ Eine alternative Begründung gibt *Niehans* [1984], S. 35–36. Seiner Argumentation zufolge bezieht sich die Kaufkraftparitätentheorie nur auf monetäre Störungen. Wenn sich beispielsweise die inländische Geldmenge verdoppelt, würden sich die Preise aller Güter, also auch die der ausländischen Währung verdoppeln. Damit bliebe der reale Wechselkurs konstant.

⁵ Zum Begriff der Stationarität vgl. z. B. *Enders* [1995].

⁶ Vgl. dazu z. B. *Fischer/Porath* [1998].

⁷ Empirisch ist die Gültigkeit der relativen Kaufkraftparitätentheorie allerdings weiterhin umstritten: Univariate Einheitswurzeltests lehnen die Stationarität realer Wechselkurse über die letzten Jahrzehnte zwar i. d. R. ab, Panel-Einheitswurzeltests kommen aber meist zum entgegengesetzten Ergebnis. Die Angemessenheit und Zuverlässigkeit der dabei verwendeten Methodik wird aber u. a. von *O'Connell* [1998] und *Fischer/Porath* [1998] in Frage gestellt. Nicht mehr ganz aktuelle Überblicksartikel zu dieser Diskussion sind *Breuer* [1994], *Froot/Rogoff* [1995] und *Rogoff* [1996].

Angeichts dieses Befundes steht man nun folgenden Fragen gegenüber:

1. Wie kann ein Gleichgewichtswert des realen Wechselkurses definiert werden?
2. Welches sind die fundamentalen Bestimmungsfaktoren dieses gleichgewichtigen realen Wechselkurses?
3. Auf welche Weise und in welchem Umfang wirken diese sich auf den realen Wechselkurs aus?

Von den verschiedenen Ansätzen zur Beantwortung dieser Fragen orientiert sich die vorliegende Arbeit an dem von J. Stein seit Anfang der 90er Jahre in einer Reihe von Aufsätzen entwickelten Konzept des NATREX, des natürlichen realen Wechselkurses (natural real exchange rate).⁸ Die Gleichgewichtsvorstellung in NATREX-Modellen basiert auf der Gütermarktgleichgewichtsbedingung einer offenen Volkswirtschaft, die gleichzeitig Zahlungsbilanzgleichgewicht impliziert: Die gewünschten Nettokapitalexporte (-importe) entsprechen im Gleichgewicht dem gewünschten Leistungsbilanzüberschuß (-defizit). Die erste dieser beiden Variablen ist dabei definiert als die Differenz aus gewünschtem Ersparnis und den gewünschten Investitionen. Über seinen Einfluß auf die Leistungsbilanz hält der reale Wechselkurs dieses Gleichgewicht aufrecht. Fundamentale Bestimmungsfaktoren des realen Wechselkurses können also nur solche Variablen sein, die die Ersparnis, die Investitionen und die Leistungsbilanz beeinflussen. Welche Variablen dies im einzelnen sind, hängt von den Verhaltensfunktionen ab, die diesen Komponenten der Gütermarktgleichgewichtsbedingung zugrunde gelegt werden.

Weil NATREX-Modelle die Bestimmung eines langfristigen Gleichgewichts zum Ziel haben, berücksichtigen sie neben den eben erwähnten Stromgrößen auch die von ihnen hervorgerufenen Bestandsveränderungen: Nettoinvestitionen erhöhen den Kapitalstock, Nettokapitalexporte verringern die Nettoauslandsverschuldung. Damit läßt sich die erste der gestellten Fragen bereits beantworten: Nur ein solcher realer Wechselkurs kann als langfristig gleichgewichtig bezeichnet werden, bei dem sich nicht nur der Gütermarkt im Gleichgewicht befindet, sondern auch Kapitalstock und Nettoauslandsverschuldung einen steady-state erreicht haben.

Ihr mittel- bis langfristiger Charakter prägt NATREX-Modelle in noch anderer Hinsicht: Es wird Geldmarktgleichgewicht in den betrachteten Währungsgebieten vorausgesetzt; alle Modellvariablen sind real. Der nominale Wechselkurs ist also nicht Gegenstand der Untersuchung. Das Modell ist damit auf alle Währungsregime anwendbar. Mit dieser Konzentration auf reale Variablen soll nicht in Abrede gestellt werden, daß monetäre Variablen z. B. wegen nur langsam reagierender Güterpreise kurzfristig reale Wirkungen haben können. Von signifikanten längerfristigen Auswirkungen – sollte es sie tatsächlich geben – wird aber abstrahiert. Auch die Existenz kurzfristiger, spekulativer Kapitalströme steht nicht im Widerspruch zum Modell. Es wird aber angenommen, daß sie white noise sind, sich also mittel-

⁸ Vgl. z. B. Stein [1990, 1995, 1996].

fristig ausgleichen. Eine letzte Konsequenz der längerfristigen Orientierung des Modells ist, daß von Volllaustung der Kapazitäten ausgegangen wird und Konjunkturzyklen somit keine Rolle spielen.

Neben den NATREX-Modellen finden sich in der Literatur auch alternative Ansätze zur Bestimmung gleichgewichtiger realer Wechselkurse: Neary [1988] betrachtet ein kleines Land mit mehreren Sektoren, von denen ein Teil handelbare und der Rest nicht-handelbare Güter produziert. Mit Hilfe des dualen Ansatzes leitet er her, daß eine Störung immer dann zu einer realen Aufwertung der Inlandswährung führt, wenn sie die Nachfrage nach nicht-handelbaren Gütern stärker anregt als das Angebot. Dann steigen die Preise nicht-handelbarer Güter, was bei gegebenen Preisen handelbarer Güter einer realen Aufwertung entspricht. Dieses Modell hat jedoch den Nachteil, sich nur auf eine Periode zu beziehen, weshalb für die Bestimmung des realen Wechselkurses zentrale Variablen wie Investitionen, Ersparnis oder Handelsbilanzsalden nicht analysiert werden können.

In den Zwei-Länder-zwei-Güter-Modellen von Stockman [1980, 1987] wird der reale Wechselkurs auf klassische Weise bestimmt: Jedes der beiden Länder ist nur mit einem der beiden Güter ausgestattet. Ein Nachfrageanstieg nach dem Inlandsgut oder ein Rückgang der Ausstattung mit diesem Gut resultieren dann natürlich in einem Relativpreisanstieg und damit in einer realen Aufwertung. Originalität erhält Stockmans Ansatz dadurch, daß er diese Strukturen einerseits im Rahmen eines Modells mit repräsentativem Agenten analysiert, der seinen Nutzen in einer stochastischen Welt intertemporal optimiert, und sie andererseits um einen Geldmarkt erweitert. Letzteres erlaubt es ihm, die Änderungen des realen Wechselkurses in Preisniveau- und nominale Wechselkursvariationen aufzuspalten. Von Produktion und Investitionen wird allerdings abstrahiert.

Die Bestimmung des realen Wechselkurses über einen intertemporal optimierenden repräsentativen Agenten mit rationalen Erwartungen wird u. a. von Obstfeld/Rogoff [1995, 1996] wieder aufgegriffen. Wyplosz [1991] analysiert mit einem solchen Modell die Auswirkungen der deutschen Einheit. Diese Modelle kommen dem NATREX-Ansatz sehr nahe. Auch bei ihnen spielen die Kapitalbilanz und Bestandsveränderungen für die Bestimmung des realen Wechselkurses eine entscheidende Rolle. Diese Ansätze sind jedoch mit zwei Problemen behaftet: Ein umfassendes Modell wird schnell sehr kompliziert und damit technisch nicht mehr handhabbar. Deshalb werden oft einzelne Aspekte der Thematik in kleineren Modellen isoliert analysiert.⁹ In den relativ umfassenden NATREX-Modellen wird die Komplexität dagegen v. a. dadurch reduziert, daß Investitionen und Ersparnis zum einen getrennt voneinander und zum anderen vereinfachend wie in einer Ein-Gut-Welt bestimmt werden. Ein zweites Problem jener Ansätze ist, daß sie einer empirischen Analyse kaum zugänglich sind, ihre Implikationen sich also einer Überprüfung weitgehend entziehen. Dies liegt v. a. daran, daß Erwartungen über die Art der Entwicklung ökonomischer Variablen dort eine herausgehobene Rolle spielen; z. B.

⁹ Vgl. z. B. *Obstfeld/Rogoff* [1995], S. 1742.

kann es für die Entwicklung des realen Wechselkurses entscheidend sein, ob und seit welchem Zeitpunkt eine Parameteränderung mit welcher Wahrscheinlichkeit erwartet wurde, und ob diese Parameteränderung für dauerhaft oder vorübergehend gehalten wird.

Im folgenden seien noch einige Ansätze erwähnt, die tatsächlich zur Schätzung gleichgewichtiger realer Wechselkurse verwendet wurden: Faruquee [1995] verwendet ein Modell von Mussa [1984], das ebenfalls auf der Gütermarktgleichgewichtsbedingung der offenen Volkswirtschaft aufbaut und auch Bestandsanpassungen beinhaltet. Das Modell besteht aber weitgehend aus Definitionsgleichungen, so daß die Bestimmungsfaktoren des realen Wechselkurses zum größten Teil nicht im Modell identifiziert werden. Ansätze zur Bestimmung sog. FEERs, fundamentaler gleichgewichtiger Wechselkurse, wie z. B. die von Williamson [1994], Bayoumi et al. [1994] oder Wren-Lewis et al. [1991], bilden eine weitere Alternative. Auch sie gehen von der Gütermarktgleichgewichtsbedingung der offenen Volkswirtschaft aus. Sie bestimmen dann normativ dauerhaft tragfähige Werte für Kapital- und Leistungsbilanz. Schließlich berechnen sie für gegebene Import- und Exportelastizitäten die Veränderung des realen Wechselkurses, die notwendig ist, um ein Gleichgewicht bei den für Kapital- und Leistungsbilanz gewünschten Werten zu erreichen. Eine Schwäche dieses Ansatzes ist aber das Maß an Willkür, das diese Modelle durch die normativen Vorgaben enthalten. Schließlich wurden gleichgewichtige reale Wechselkurse auch (annähernd) ohne ökonomische Theorie ausschließlich aus den statistischen Eigenschaften von Zeitreihen bestimmt.¹⁰ Dabei wird die Zeitreihe des realen Wechselkurses in ihre dauerhafte und ihre transitorische Komponente zerlegt und erstere als gleichgewichtig definiert. Es ist allerdings zweifelhaft, ob ein völliger Verzicht auf ökonomische Theorie in dieser Frage sinnvoll ist.¹¹

Nachdem in dieser Einleitung die erste der drei oben gestellten Fragen bereits beantwortet wurde, widmet sich die Arbeit im folgenden den beiden anderen: In Kapitel B werden Grundstrukturen eines allgemeinen NATREX-Modells erläutert und so Determinanten des realen Wechselkurses identifiziert. In Kapitel C wird dann ein spezielles NATREX-Modell für Deutschland entwickelt unter Berücksichtigung von Charakteristika der deutschen Ökonomie, insbesondere der Abhängigkeit von importierten Rohstoffen. Die Menge der Fundamentalvariablen wird auf diese Weise noch erweitert. Dieses Kapitel enthält ebenfalls eine ausführliche Beschreibung der Wirkung von Störungen auf den realen Wechselkurs. Kapitel D hat schließlich eine empirische Schätzung dieses theoretischen Modells zum Inhalt.

¹⁰ Vgl. z. B. *Clarida/Gali* [1994].

¹¹ Vgl. z. B. *MacDonald* [2000].

B. Die Struktur eines NATREX-Modells

Das Grundgerüst eines NATREX-Modells bilden die folgenden vier Gleichungen: die Gütermarktgleichgewichtsbedingung einer offenen Volkswirtschaft, eine Gleichung, die internationale Realzinskonvergenz abbildet, eine Bewegungsgleichung für den Kapitalstock, d. i. die Investitionsfunktion, sowie eine Bewegungsgleichung für die Nettoauslandsverschuldung der betrachteten Volkswirtschaft:

$$S - I = CA ,$$

$$\frac{d(r - r^A)}{dt} = -\nu(r - r^A) ,$$

$$\frac{dK}{dt} = I ,$$

$$\frac{dF}{dt} = I - S .$$

Allein für die Formulierung der Gütermarktgleichgewichtsbedingung ist darüber hinaus natürlich die Spezifizierung einer Produktionsfunktion, einer Investitionsfunktion, einer Konsumfunktion und der Leistungsbilanz erforderlich. Im folgenden soll nun dargestellt werden, welche Überlegungen den einzelnen Gleichungen und ihren Komponenten in einem NATREX-Ansatz zugrunde liegen.

I. Die Investitionsfunktion

NATREX-Modelle stehen in neoklassischer Tradition. In ihnen wird den Wirtschaftssubjekten allerdings explizit nur ein geringerer Informationsstand zugebilligt als in den gängigen neoklassischen Modellen zum realen Wechselkurs.¹ Diese beiden Elemente, neoklassischer Ansatz bei nur geringem Informationsstand, prägen die Modellierung der Investitionsfunktion.

Die in NATREX-Modellen verwendete Investitionsfunktion wurde von Infante / Stein [1973] entwickelt. Wegen ihres geringen Bekanntheitsgrades und ihrer Be-

¹ Vgl. z. B. *Blanchard / Fischer* [1989], S. 58 – 68, oder *Obstfeld / Rogoff* [1996], Kapitel 4. Dort wird jeweils vollkommene Voraussicht unterstellt.

deutung für die NATREX-Modellierung soll sie hier vergleichsweise ausführlich dargestellt werden. In Anlehnung an den wegweisenden Artikel von Cass [1965] wird untersucht, welchen Investitionsplan ein gesamtgesellschaftlicher Planer in einer geschlossenen Volkswirtschaft bei unendlichem Zeithorizont verfolgen sollte, um eine soziale Nutzenfunktion zu maximieren; er maximiert also die Zielfunktion

$$(1) \quad U_t = \int_0^{\infty} e^{-\rho t} v(c_t) dt$$

mit

t = Zeitindex²,

c_t = Konsum pro Kopf zum Zeitpunkt t ,

$v(c_t)$ = Nutzen³ in t aus dem Pro-Kopf-Konsum zum Zeitpunkt t ,

ρ = Zeitpräferenzrate und $\rho > 0$.

Bei dieser Aufgabe hat der Planer die gesamtwirtschaftliche Produktionsfunktion

$$(2) \quad Y_t = F(L_t, K_t; u)$$

mit

L_t = gesamtwirtschaftlicher Arbeitseinsatz in t = Bevölkerung der Volkswirtschaft in t ,

K_t = gesamtwirtschaftlicher Kapitalstock in t ,

u = Produktivitätsparameter,

Y_t = gesamtwirtschaftliche Produktion in t

zu berücksichtigen. Die Produktionsfunktion sei substitutional und linear homogen. Ihre Intensitätsform⁴

$$(3) \quad y_t = f(k_t; u)$$

sei konkav in k_t und mehrfach differenzierbar.

Die marginale Variation der Kapitalintensität

$$\frac{dk_t}{dt} = \dot{k}_t = \frac{\dot{K}_t}{L_t} - \frac{K_t}{L_t} \cdot \frac{\dot{L}_t}{L_t}$$

² Zur besseren Verständlichkeit des Gedankenganges werden modellendogene Variablen zu Beginn der Arbeit mit einem Zeitindex versehen. Um der Übersichtlichkeit der Formeln Rechnung zu tragen, werden diese Zeitindizes in späteren Teilen der Arbeit, wo sie zum Verständnis nicht beitragen, meist weggelassen. Es soll aber betont werden, daß es ein wesentliches Element des NATREX-Konzepts ist, daß auch die exogenen Variablen über die Zeit keineswegs konstant, sondern in aller Regel permanenten Variationen unterworfen sind.

³ Für die Nutzenfunktion $v(c_t)$ wird dabei angenommen, daß sie mehrfach differenzierbar und konkav sei sowie $v'(0) = \infty$, $v'(c_t) > 0$ und $v'(0)/v''(0) = 0$.

⁴ Pro-Kopf-Größen werden in diesem Kapitel mit analogen Kleinbuchstaben gekennzeichnet. Für die Kapitalintensität steht also k , für die Pro-Kopf-Produktion y usw.

kann nun unter Einsetzen der Definitionen von n und k_t , der Definition der Bruttoinvestitionen, I_t^B , über

$$\frac{dK_t}{dt} = \dot{K}_t = I_t^B - \mu K_t$$

sowie der Gütermarktgleichgewichtsbedingung einer geschlossenen Volkswirtschaft, $Y_t = C_t + I_t^B$, umgeformt werden zu

$$(4) \quad \begin{aligned} \frac{dk_t}{dt} &= f(k_t; u) - c_t - \mu k_t - n k_t \\ &= f(k_t; u) - c_t - \lambda k_t \end{aligned}$$

mit

$\lambda = n + \mu$,

μ = Rate, mit der der Kapitalstock verschleißt, und

n = Wachstumsrate der Bevölkerung = Wachstumsrate der Beschäftigtenzahl.

Der Planer muß bei der Maximierung seiner Zielfunktion (1) Gleichung (4) als Nebenbedingung berücksichtigen. Weitere Nebenbedingungen sind für ihn die anfangs gegebene Kapitalintensität k_0 sowie die Bedingung $f(k_t; u) \geq c_t \geq 0$, nach der der Pro-Kopf-Konsum nicht nur nicht negativ werden kann, sondern in einer geschlossenen Volkswirtschaft auch die Pro-Kopf-Produktion nicht übersteigen kann.

In Lehrbuchtexten zur neoklassischen Wachstumstheorie wird der Planer dieses analytische Problem mit Hilfe dynamischer Optimierung, i. d. R. mittels Kontrolltheorie, lösen und auf diese Weise einen Investitionsplan für die Volkswirtschaft bestimmen, der die zeitliche Entwicklung von Produktion und Konsum festlegt und die Volkswirtschaft in einen steady-state führt. Der ermittelte Optimalpfad für die Kapitalintensität wird ein Sattelpfad sein. Folgt die Ökonomie nicht exakt diesem Sattelpfad, käme es im Rahmen dieses Ansatzes im Laufe der Zeit entweder zu einer solchen Kapitalakkumulation, daß die Konsumquote auf Null herabgedrückt würde, oder zu einer solchen Ausdehnung des Konsums, daß der Kapitalstock vollständig abgebaut würde, beides nicht gerade plausible Fälle. Alle anderen Pfade als der Sattelpfad divergieren also über kurz oder lang vom steady-state-Wert der Kapitalintensität k^* . Um aber den Sattelpfad aus allen möglichen Pfaden als sozial optimalen Pfad auszuwählen, muß sich die Ökonomie an k^* orientieren. Dieses ist implizit gegeben über⁵

$$(5) \quad f'(k^*) = \lambda + \rho.$$

Um k^* ermitteln zu können, ist jedoch die Kenntnis der gesamtwirtschaftlichen Pro-Kopf-Produktionsfunktion $f(k)$ über das gesamte Intervall $[k_i; k^*]$ notwendig.

⁵ Vgl. z. B. Cass [1965], S. 236, oder Barro/Sala-i-Martin [1995], S. 74. Letztere verwenden allerdings einen leicht modifizierten Ansatz.

Infante / Stein weichen nun insofern von den üblichen neoklassischen Modellen ab, als sie dem sozialen Planer eine solche Kenntnis absprechen. Bekannt sind hingegen i. d. R. lediglich aktuelle und vergangene Werte der Kapitalintensität, k , und des gesamtwirtschaftlichen Outputs, $f(k)$. Einer der wesentlichen Gründe dafür ist die permanente (modellexogene), nicht antizipierbare Variation des Produktivitätsparameters u z. B. durch Verfahrensinnovation in der Produktion. Selbst wenn es also möglich wäre, die Pro-Kopf-Produktionsfunktion $f(k)$ zu ermitteln, wäre diese Kenntnis in kürzester Zeit wieder hinfällig. Schon eine ex post Bestimmung von $f(k)$ wird jedoch bei variierendem u bis zur Unmöglichkeit erschwert. Ein solch eingeschränkter Informationsstand der Wirtschaftssubjekte, dessen sich diese auch vollkommen bewußt sind, ist eines der konstituierenden Elemente eines NATREX-Modells. Da deshalb nicht damit gerechnet werden kann, daß die Ökonomie dem Sattelpfad folgt, ganz einfach deshalb, weil sie ihn nicht kennt, verwerfen Infante / Stein den Ansatz zur Bestimmung der Investitionstätigkeit unter vollständiger Information als realitätsfern.

Aus den o. g. Gründen ist es erforderlich, eine konkrete Handlungsanweisung über die Höhe der Investitionen zu jedem Zeitpunkt t zu finden, die einerseits den Gesamtnutzen aus Konsum gemäß (1) zu maximieren versucht, andererseits aber ausschließlich von den in t beobachtbaren (sowie vergangenen) Werten der Kapitalintensität, k_t , und des Outputs pro Kopf, $y_t = f(k_t; u)$, bestimmt wird. Damit wüßte der soziale Planer für jeden gegebenen Wert (k_t, y_t) , wie hoch seine Investitionen ausfallen müßten, um sich dem steady-state nutzenmaximal anzunähern. Gleichzeitig könnte auf diese Weise auf eventuelle Meßfehler und Änderungen der Produktivität Rücksicht genommen werden, da ja für jeden Zeitpunkt t von neuem über die optimale Investition entschieden wird, statt einmalig einen optimalen Pfad festzulegen, der die Volkswirtschaft zum steady-state führt. Gesucht ist also eine Handlungsanweisung für die Investitionstätigkeit in „feedback“-Form.

Eine solche wird von Infante / Stein mit Hilfe dynamischer Programmierung entwickelt. Aus dem oben formulierten analytischen Problem ermitteln sie zwei alternativ verwendbare Investitionsfunktionen, die sie „suboptimal feedback control“-Regeln, abgekürzt „SOFK“, nennen und von denen die einfachere lautet:^{6,7}

$$(6) \quad \frac{dk_t}{dt} = \frac{-A(k_t)}{f''(k_t; u)} [f'(k_t; u) - (\lambda + \rho)] \quad (\text{SOFK1})$$

mit

$$A(k_t) = \frac{\rho}{2} \left[\left(1 + \frac{4v'(c_t)}{\rho^2} \cdot \frac{f''(k_t; u)}{v''(c_t)} \right)^{\frac{1}{2}} - 1 \right] > 0.$$

⁶ Infante / Stein [1973] setzen in ihrer Gleichung (17a), S. 53, vor den Ausdruck für $A(k_t)$, $\rho/2[\dots]$, irrtümlich ein Minuszeichen.

⁷ $f'(k_t; u)$ bezeichne im folgenden die partielle Ableitung von y_t nach k_t .

Diese SOFC 1 ist eine Approximation an eine zweite, kompliziertere Investitionsfunktion in „feedback“-Form, die SOFC 2, welche wiederum eine Approximation an den unbekannten Optimalpfad darstellt. Die SOFC-Regeln sind zwar suboptimal, konvergieren aber beide gegen den Optimalpfad.

Bei Betrachtung der SOFC-Vorschrift (6) fällt zunächst auf, daß sie – wie gefordert – nur von aktuellen, meßbaren Größen bestimmt wird:⁸ den Parametern des Modells λ und ρ sowie der in t vorliegenden Kapitalintensität. Die steady-state-Kapitalintensität k^* sowie andere Werte der Pro-Kopf-Produktionsfunktion $f(k)$ als der bei $k = k_t$ brauchen damit zur Bestimmung der annähernd optimalen Investition pro Kopf in t nicht berücksichtigt zu werden. Unter der Annahme, daß ausschließlich Werte für die durchschnittliche Kapitalintensität k und die durchschnittliche Pro-Kopf-Produktion y in t und den jeweils zwei vorhergehenden Perioden $t - 1$ und $t - 2$ vorliegen, könnten nach Infante/Stein die in (6) enthaltenen Marginalwerte $f'(k_t; u)$ und $f''(k_t; u)$ durch entsprechende Durchschnittswerte approximiert werden:

$$f'(k_t; u) = y'_t \approx \frac{y_t - y_{t-1}}{k_t - k_{t-1}} ,$$

$$f''(k_t; u) = y''_t \approx \frac{y'_t - y'_{t-1}}{k_t - k_{t-1}} .$$

Das „feedback“-Element in beiden SOFC-Regeln ist der Term $f'(k_t; u) - (\lambda + \rho)$. Sein Wert kann zu jedem Zeitpunkt t als $y'_t - (\lambda + \rho)$ beobachtet werden. Nun wissen wir nach (5), daß die steady-state-Kapitalintensität k^* erst erreicht sein kann, wenn $f'(k_t; u) = \lambda + \rho$ ist. Beobachtet man also einen Wert des „feedback“-Terms $\neq 0$, weiß die Ökonomie nicht nur, daß sie den steady-state noch nicht erreicht haben kann; sie erhält über die SOFC-Regel auch eine quantitative Vorgabe darüber, mit welchen Pro-Kopf-Investitionen sie sich approximativ optimal an den unbekannten steady-state annähern kann. Daß die SOFC-Regel ganz unabhängig von k_t auch ohne Kenntnis von k^* stabil ist, läßt sich schon anhand von (6) leicht erkennen: Da $A(k_t) > 0$ und $f''(k_t; u) < 0$ ist, ist dk_t/dt für $f'(k_t; u) > \lambda + \rho$ positiv und für $f'(k_t; u) < \lambda + \rho$ negativ. Die Kapitalintensität bewegt sich also immer in Richtung des unbekannten steady-state-Werts k^* . Das System ist damit in einem umfassenden Sinn stabil, nicht etwa nur sattelpfadstabil.

Damit erklärt sich auch, warum die SOFC-Regeln als „feedback“-Regeln bezeichnet werden können: Ändert sich die Pro-Kopf-Produktionsfunktion von $f_1(k)$

⁸ Auf den Ausdruck $v'(c_t)/v''(c_t)$ gehen Infante/Stein dabei allerdings nicht ein. Es fällt aber auf, daß man $v'(c_t)/v''(c_t)$ erhält, wenn man (unter der Annahme einer CRRA-Nutzenfunktion; vgl. Kapitel B. III. 1.) die intertemporale Substitutionselastizität $1/\delta$ mit dem negativen Pro-Kopf-Konsum in t , $-c_t$, multipliziert. Bei der Übertragung des Konzepts in den NATREX-Modellrahmen wird dieser Ausdruck aber ohnehin wegfallen.

zu $f_2(k)$, z. B. aufgrund einer Variation des Produktivitätsparameters u , spiegelt sich diese Änderung automatisch im nun beobachteten Wert des „feedback“-Terms $y'_{2t} - (\lambda + \rho)$ wider. Folgen die Wirtschaftssubjekte in ihrer Investitionsentscheidung nun einer der beiden SOFC-Regeln, beginnen sie damit unverzüglich mit einer Annäherung an den *neuen* Optimalpfad.

Die so hergeleitete approximativ optimale Investitionsfunktion ist nun auf den NATREX-Modellrahmen zu übertragen. Dazu werden zunächst die zwei vereinfachenden Annahmen getroffen, daß der Kapitalstock nicht verschleißt und daß die Bevölkerung nicht wächst ($\mu = n = 0$). Die erste dieser Annahmen ($\mu = 0$) läßt sich auch so interpretieren, daß statt Bruttoinvestitionen im folgenden nur Nettoinvestitionen in die Analyse mit einbezogen werden. Freilich darf dann Y auch nur als Nettoproduktion aufgefaßt werden.⁹ Ebenso sind von der Ersparnis die Abschreibungen abzuziehen. Die Annahme einer nicht wachsenden Bevölkerung ist gerade in einem eher langfristigen Modell nicht unproblematisch. Sie vereinfacht die ohnehin schon komplexe Analyse aber erheblich.¹⁰

Nun muß aber auch der Modellrahmen, in dem die SOFC-Regeln hergeleitet wurden, in zwei grundlegenden Belangen modifiziert werden, um sie an einen NATREX-Ansatz anzupassen: Statt einer geschlossenen muß zum einen eine offene Volkswirtschaft zugrunde gelegt werden, in der die Konsum- und die Investitionsentscheidung bei gegebener Produktion wegen internationaler Kapitalbewegungen unabhängig voneinander fallen können. Diese Unabhängigkeit der Investitions- und Konsumentscheidung voneinander ist ein zentrales Element von NATREX-Modellen.¹¹ Damit zusammenhängend muß zum anderen die Investitionsentscheidung dezentralisiert werden: Sie soll von einem repräsentativen Unternehmen statt

⁹ Im folgenden werden weiterhin Begriffe wie „Bruttosozialprodukt“ und „Bruttoinlandsprodukt“ verwendet. Sie wären bei dieser Auffassung durch die Begriffe „Nettosozialprodukt“ sowie „Nettoinlandsprodukt“ zu ersetzen.

¹⁰ So müßten bei $n > 0$ beispielsweise zusätzliche Annahmen getroffen werden, um die Stabilität des Modells zu garantieren. Ähnliche Auswirkungen wie eine mit einer konstanten Rate wachsende Bevölkerung hätte ein mit einer konstanten Rate wachsender Produktivitätsparameter u (kontinuierlicher technischer Fortschritt). Im vorliegenden Modell wird zwar angenommen, daß u permanent exogen variiert; ein deterministischer Trend von u wird aber aus Vereinfachungsgründen nicht unterstellt. Für Deutschland wird die Existenz eines solchen deterministischen Trends empirisch auch abgelehnt; vgl. Tab. 2 und 3, jeweils die Spalte mit der Bezeichnung „ $a_2 = 0$ “ sowie Tab. 6 und 7.

¹¹ Für Investitionen unter Unsicherheit ist diese Annahme keine Selbstverständlichkeit. Vielmehr können Präferenzen der Konsumenten in ihrer Eigenschaft als Anteilseigner des Unternehmens, das die Investitionsentscheidung trifft, für eben jene Entscheidung eine Rolle spielen. Denn der Wert, den der Anteilseigner einer Investition beimißt, hängt dann von der Korrelation zwischen der für den Zeitpunkt s erwarteten Rendite dieser Investition einerseits und dem für s erwarteten Grenznutzen aus Konsum des Anteilseigners andererseits ab. Vgl. dazu *Blanchard/Fischer* [1989], S. 292, oder *Obstfeld/Rogoff* [1995], S. 1769. In NATREX-Modellen wissen die Wirtschaftssubjekte allerdings, daß sie solche Korrelationen langfristig, also für die fernere Zukunft, nicht abschätzen können. Eine solche Unkenntnis wird empirisch auch bestätigt; vgl. *Tirole* [1988], S. 35, Fußnote 61.

von einem sozialen Planer getroffen werden. So werden Konsum- und Investitionsentscheidung auch institutionell voneinander getrennt.

Diese Modifikationen implizieren, daß wegen $\mu = n = 0$ auch $\lambda = \mu + n = 0$ gesetzt wird und daß wegen der angenommenen Unabhängigkeit der Investitionsentscheidung in der SOFC-Investitionsfunktion die Zeitpräferenzrate ρ durch den Realzinssatz r ersetzt werden muß.¹² Auf diese Weise erhält man

$$(6') \quad \frac{dk_t}{dt} = -\frac{A(k_t)}{f''(k_t; u)} [f'(k_t; u) - r]$$

mit

r = Realzinssatz auf dem inländischen Kapitalmarkt.

Im üblichen neoklassischen Ansatz tritt in einer kleinen offenen Volkswirtschaft bei vollständiger Information, mobilem Kapital und unendlichem Zeithorizont das Problem auf, daß es eine Investitionsfunktion im eigentlichen Sinne gar nicht gibt. Die Ökonomie wird vielmehr in der ersten Periode bereits ihren steady-state-Kapitalstock aufbauen, indem sie die entsprechende Kapitalmenge am internationalen Kapitalmarkt aufnimmt.¹³ Diese Problematik stellt sich unter den Annahmen des NATREX-Ansatzes nicht. Die Ökonomie kann den steady-state-Kapitalstock nicht in einer Periode aufbauen, weil sie ihn gar nicht kennt. Mit Hilfe der SOFC-Regel (6') kann sie sich ihm nur allmählich annähern, indem sie in jeder Periode erneut die aktuelle Grenzproduktivität des Kapitals mit dem aktuellen Realzinssatz vergleicht und gemäß (6') investiert.

In der neoklassischen Theorie ist einer der populärsten Wege zur Umgehung des angesprochenen Problems die Berücksichtigung von Installationskosten des Kapitals.¹⁴ Es zeigt sich nun, daß zwischen diesem Ansatz und der SOFC-Regel eine hohe Ähnlichkeit besteht, die weit über deren Funktion in Modellen kleiner offener Volkswirtschaften hinausgeht: Das Investitionsverhalten wird in beiden Ansätzen von derselben Größe, dem Schattenpreis des Kapitals, Tobins q , bestimmt. Unter

¹² Vgl. Stein [1995], S. 53. Eine Herleitung einer SOFC-Regel wie (6') liegt publiziert aber nicht vor. Über die exakten Auswirkungen, die die Übertragung in den NATREX-Modellrahmen auf die SOFC-Regel hat, können deshalb an dieser Stelle nur Vermutungen angestellt werden. Eine dezentral vom Unternehmen getroffene von der Konsumentscheidung unabhängige Investitionsentscheidung impliziert jedenfalls, daß (reale) Erträge von Investitionen nicht in Nutzeneinheiten, sondern in Outputseinheiten gemessen werden müssen. Dies hat nicht nur zur Folge, daß die Zeitpräferenzrate ρ in (6') nicht mehr als Diskontfaktor verwendet werden kann, sondern auch, daß der $A(k_t)$ -Term in der SOFC-Regel so modifiziert werden muß, daß er den Ausdruck $v'(c_t)/v''(c_t)$ nicht mehr enthält. Hinsichtlich der Dezentralisierbarkeit der SOFC-Regel findet sich in Infante/Stein [1973] lediglich eine Fußnote auf S. 53: „For reasons of space, we have omitted a discussion of the relation between the SOFC laws and market mechanisms.“

¹³ Vgl. z. B. Barro/Sala-i-Martin [1995], S. 96–101.

¹⁴ Vgl. z. B. Abel/Blanchard [1983], Barro/Sala-i-Martin [1995], S. 119–127, Blanchard/Fischer [1989], S. 58–69, oder Obstfeld/Rogoff [1996], S. 105–114.

den Annahmen, daß das im Inland produzierte Konsumgut dem Kapitalgut entspricht und daß Unsicherheit über die Produktionsfunktion besteht, wird das Tobin-sche q bestimmt über¹⁵

$$(7) \quad q_t = \lim_{T \rightarrow \infty} \int_t^T E_t [f'(k_s; u)] e^{-r(s-t)} ds$$

mit

$s \in [t; T]$ und

E_t = Erwartungswert zum Zeitpunkt t .

Nach den bisherigen Überlegungen muß die Produktionsfunktion als unbekannt angenommen werden, weshalb Zukunftswerte für die Grenzproduktivität des Kapitals nicht antizipiert werden können. Die Ökonomie kann sich aber dem optimalen Investitionspfad annähern, wenn sie über die Grenzproduktivität des Kapitals statische Erwartungen bildet und diese Periode für Periode revidiert: $E_t[f'(k_s; u)] = f'(k_t; u)$. Damit wird Gleichung (7) zu

$$(8) \quad q_t = f'(k_t; u) \lim_{T \rightarrow \infty} \int_t^T e^{-r(s-t)} ds = \frac{f'(k_t; u)}{r}.$$

Die Investitionsfunktion ist im Installationskostenansatz

$$(9) \quad I_t = I(q_t) \quad \text{mit} \quad I(1) = 0 \quad \text{und} \quad \frac{dI_t}{dq_t} > 0.$$

Die optimale Handlungsanweisung für das repräsentative Unternehmen ist es somit, bei $f'(k_t; u) > r$ (und damit $q_t > 1$) zu investieren und bei $f'(k_t; u) < r$ (und damit $q_t < 1$) zu desinvestieren. Dies ist qualitativ exakt die gleiche Handlungsanweisung, die die SOFC-Regel (6') geben würde.¹⁶

Zusammenfassend läßt sich festhalten, daß der Produktionssektor eines NATREX-Modells zunächst durch eine in K konkave Produktionsfunktion mit den üblichen Annahmen beschrieben wird.¹⁷

$$(3) \quad Y(K; u) \quad \text{mit} \quad \frac{\partial Y}{\partial K} > 0; \quad \frac{\partial^2 Y}{\partial K^2} < 0; \quad \frac{\partial Y}{\partial u} > 0.$$

¹⁵ Zur Herleitung von q_t und der damit zusammenhängenden Investitionsfunktion bei vollständiger Information vgl. den Anhang I.

¹⁶ Installationskosten des Kapitals sind in der SOFC-Regel zwar nicht explizit enthalten, können aber bei einer entsprechenden Modifikation der Grenzproduktivität des Kapitals in (6') integriert werden, ohne daß sich an der Investitionsfunktion qualitative Änderungen ergäben; vgl. dazu Anhang I.

¹⁷ Da die Bevölkerung als konstant angenommen wird ($L_t = L$), können im folgenden alle Strom- und Bestandsgrößen (Produktion, Investition, Kapitalstock usw.) sowohl als absolute als auch als Pro-Kopf-Größen aufgefaßt werden. Für diese Variablen werden von nun an einheitlich Großbuchstaben verwendet. Der Zeitindex wird weggelassen.

Eine darüber hinausgehende Spezifikation der Produktionsfunktion ist der Volkswirtschaft aber nicht möglich.

Das Investitionsverhalten ist durch folgende Investitionsfunktion gekennzeichnet:

$$(9) \quad \frac{dK}{dt} = I(q) = I(K, r; u)$$

$$\text{mit } \frac{dI}{dq} > 0; I(1) = 0 \text{ bzw. } \frac{\partial I}{\partial K} < 0; \frac{\partial I}{\partial r} < 0; \frac{\partial I}{\partial u} > 0.$$

Mit sinkender Kapitalintensität K oder technologischem Fortschritt (einem Anstieg von u) steigt die Grenzproduktivität des Kapitals und damit das Tobinsche q . Damit wird es für die Produzenten lohnend, zusätzliche Nettoinvestitionen zu tätigen. Ein Realzinsanstieg senkt das Tobinsche q und damit auch die Investitionen. Im Unterschied zum üblichen neoklassischen Ansatz spielen dabei trotz Rationalverhaltens Zukunftswerte keine Rolle.

Zum Abschluß der Überlegungen zur Investitionsfunktion seien noch zwei Hinweise angefügt, die helfen sollen, Mißverständnisse zu vermeiden:

1. Im Laufe der Arbeit werden Trajektorien für verschiedene volkswirtschaftliche Aggregate, u. a. auch für den Kapitalstock, abgeleitet werden. Dies steht nicht im Widerspruch dazu, daß die Verhaltensfunktionen nur von aktuellen Werten ihrer Determinanten bestimmt werden. Schon die Unkenntnis der Produktionsfunktion macht eine ex ante Quantifizierung einer solchen Trajektorie unmöglich. Die Wirtschaftssubjekte können also nicht antizipieren, in welchem Zeitraum sich die betrachtete Variable um welchen Betrag ändert. Darüber hinaus sind sich die Wirtschaftssubjekte dessen bewußt, daß sich die exogenen Parameter des Modells (z. B. der Produktivitätsparameter u) in permanenter Veränderung befinden. In der Tat wird sich zeigen, daß Proxys für diese Variablen als integrierte Prozesse beschrieben werden können. Aus diesen beiden Gründen ist es durchaus mit Rationalverhalten zu vereinbaren, daß die Wirtschaftssubjekte die nur für die aktuell bestehenden Werte der exogenen Variablen und auch nur qualitativ bekannte Trajektorie nicht zur Bestimmung ihrer Verhaltensfunktionen verwenden (können).
2. Der Produktivitätsparameter u muß zwei Anforderungen genügen: Ein Anstieg von u erhöht einerseits c. p. den Output Y , andererseits die Grenzproduktivität des Kapitals und damit die Investitionen in der Ökonomie. Auch diese zweite Bedingung impliziert nicht, daß es sich bei einer Zunahme von u nicht um einmaligen Harrod-neutralen technischen Fortschritt handeln kann. Der Produktivitätsparameter kann durchaus multiplikativ mit dem Arbeitseinsatz verknüpft sein. Bei einer CES-Produktionsfunktion beispielsweise würde dann ein Anstieg von u auch die Grenzproduktivität des Kapitals ansteigen lassen, was die geforderte Investitionszunahme auslösen würde. Erst als Folge der resultierenden Ka-

pitalakkumulation sänke die Grenzproduktivität des Kapitals auf ihr ursprüngliches Niveau zurück.

II. Vermögensbestandteile in NATREX-Modellen und ihre Erträge

NATREX-Modelle sind realwirtschaftliche Modelle. Abgesehen vom Humanvermögen, das es den Wirtschaftssubjekten ermöglicht, Arbeitskraft im Produktionsprozeß einzusetzen, spaltet sich das reale¹⁸ Vermögen der Volkswirtschaft, W , auf zwei Vermögensbestandteile auf: den realen Kapitalstock, K , und die realen Nettoauslandsforderungen:

$$(10) \quad W = K - F$$

mit

F = reale Nettoauslandsverschuldung der betrachteten Ökonomie.

Leitet man diese Gleichung nach der Zeit ab, erhält man

$$(11) \quad \frac{dW}{dt} = \frac{dK}{dt} - \frac{dF}{dt}.$$

Diese Gleichung wiederum entspricht der eingangs erwähnten Gütermarktgleichgewichtsbedingung, $S = I + CA$, da es sich bei der Vermögenszunahme um die Ersparnis ($dW/dt = S$), bei der Vergrößerung des Kapitalstocks um die Investitionen ($dK/dt = I$) und bei der Abnahme der Nettoauslandsverschuldung um den Leistungsbilanzüberschuß ($-dF/dt = CA$) der Volkswirtschaft handelt.¹⁹ Die Gütermarktgleichgewichtsbedingung impliziert also auch Gleichgewicht auf dem Wertpapiermarkt: Die Nachfrage nach Wertpapieren nimmt in Höhe der Ersparnis zu. Ein Teil dieser zusätzlichen Nachfrage trifft auf ein Angebot ausländischer Wertpapiere in Höhe des Leistungsbilanzüberschusses. Der restliche Teil entspricht im Gütermarktgleichgewicht exakt der Zunahme des Angebots inländischer Wertpapiere in Höhe der Investitionen.

Betrachten wir nun die Komponenten von (11) im einzelnen: Die Bewegungsgleichung für den Kapitalstock, die Investitionsfunktion, ist im letzten Kapitel be-

¹⁸ „Real“ bezeichnet hier und im folgenden eine Größe, die in Einheiten des im Inland produzierten Gutes gemessen wird. Dieses Gut entspricht dem inländischen Konsumgut und dem Kapitalgut. Da die Bevölkerung als konstant angenommen wird, kann alternativ in absoluten (z. B. Kapitalstock) und Pro-Kopf-Größen (z. B. Kapitalintensität) argumentiert werden.

¹⁹ Ein kleiner Unterschied in der Interpretation darf allerdings nicht vernachlässigt werden: Während (10) einen ex post Zusammenhang abbildet, ist die Gütermarktgleichgewichtsbedingung natürlich ex ante zu verstehen.

stimmt worden; das Sparverhalten der Wirtschaftssubjekte wird Thema des nächsten Kapitels sein. Als Residualgröße erhält man so die Bewegungsgleichung für die Nettoauslandsverschuldung:

$$(12) \quad \frac{dF}{dt} = \frac{dK}{dt} - \frac{dW}{dt} = I - S.$$

Die Nettoauslandsverschuldung steigt bei Nettokapitalimporten ($I > S$), also bei einem Leistungsbilanzdefizit ($CA < 0$); sie sinkt bei Nettokapitalexporten ($I < S$) und damit bei einem Leistungsbilanzüberschuß ($CA > 0$). Die Leistungsbilanz wird also maßgeblich (keineswegs aber ausschließlich; vgl. das folgende Kapitel) von internationalen Kapitalströmen beeinflusst, die wiederum optimierendes Verhalten der Wirtschaftssubjekte reflektieren.

Der Wertpapiermarkt in NATREX-Modellen besteht nach dem bisher gesagten aus Wertpapieren über zwei Assets der langen Frist, dem Inlandsasset K und dem Auslandsasset $-F$. Dies ist Folge der Annahmen,²⁰ daß

- sich kurzfristige spekulative Kapitalströme ausgleichen, weil davon ausgegangen wird, daß sie „white noise“ sind,²¹
- Geldmarktgleichgewicht in den zwei betrachteten Währungsräumen herrscht (dieser und z. T. auch der vorhergehende Punkt rühren u. a. von der Beschränkung des Modells auf die mittlere bis lange Frist her) und daß
- der Staat in NATREX-Modellen keine eigenständige Rolle spielt, weshalb auch nicht zwischen staatlichen und privaten Emittenten unterschieden zu werden braucht.

Zur Vereinfachung wird angenommen, daß die auf dem internationalen Kapitalmarkt gehandelten Wertpapiere eine unendliche Laufzeit haben, gegeneinander substituierbar sind und einen variablen Realzins abwerfen. Wenn man von der Existenz einer Risikoprämie absieht,²² erfordert Portfolio-Gleichgewicht

$$(13) \quad \begin{aligned} E(r + \Delta \ln R) &= E(r^A) \\ \Leftrightarrow E(r) + E(\Delta \ln R) &= E(r^A) \end{aligned}$$

mit

r = Realzins auf das Inlandsasset,

r^A = Realzins auf das Auslandsasset,

R = realer Wechselkurs in Mengennotierung (ein R -Anstieg stellt also eine reale Aufwertung der Inlandswährung dar) und

²⁰ Vgl. z. T. Allen [1995], S. 7.

²¹ Vgl. dazu z. B. auch die empirischen Ergebnisse in Sauerheimer/Grassinger [1995], S. 4 sowie Tab. 1, S. 32.

²² Ein NATREX-Modell mit einer von der Höhe der Auslandsverschuldung F abhängigen Risikoprämie präsentieren Lim/Stein [1995].

$\Delta \ln R$ = Wachstumsrate des realen Wechselkurses über den Zeitraum, über den die Realzinsen definiert sind.

In NATREX-Modellen wird nun davon ausgegangen, daß die Wirtschaftssubjekte die Entwicklung des realen Wechselkurses mittel- bis langfristig nicht sinnvoll antizipieren können. Sie sind sich dessen bewußt, daß der reale Wechselkurs einem nichtstationären Prozeß folgt, weil seine Fundamentalvariablen ebenfalls nicht stationär sind, d. h. diese Variablen variieren permanent in nicht vorhersehbarer Weise. In der Tat gibt es zahlreiche ökonometrische Hinweise dafür, daß reale Wechselkurse integriert vom Grade eins sind,²³ ihre zeitliche Entwicklung also nicht prognostizierbar ist. In diesem Falle entspricht der Erwartungswert eines realen Wechselkurses aber seinem aktuellen Wert. Es muß also davon ausgegangen werden, daß mittel- bis langfristig $E(\Delta \ln R) = 0$ ist.

Wenn nun aber die Wirtschaftssubjekte einen langfristig konstanten realen Wechselkurs erwarten, werden sie langfristig auch mit konstanten Realzinsen rechnen: $E(r) = r$ und $E(r^A) = r^A$. Denn wenn das NATREX-Modell auch für große Länder zutrifft, wird der langfristige Realzins auf dem Weltmarkt von den gleichen Fundamentalvariablen determiniert wie der reale Wechselkurs. Die Argumentation läßt sich also ganz analog führen. Als Portfolio-Gleichgewichtsbedingung resultiert also für die mittlere bis lange Frist

$$(14) \quad r = r^A.$$

Mittel- bis langfristig werden sich also die Realzinsen verschiedener Länder entsprechen, wenn keine Risikoprämie verlangt wird.

Da der NATREX-Ansatz aber den Anspruch erhebt, eine positive Theorie zu sein, kann nicht auch kurzfristig immer eine Übereinstimmung der Realzinsen unterstellt werden. Kurzfristige Abweichungen der Realzinsen voneinander können z. B. darauf zurückgeführt werden,

- daß kurzfristig nicht eine völlige internationale Kapitalmobilität besteht,
- daß die Zentralbank allzu drastische Schwankungen des realen Wechselkurses zu verhindern trachtet,
- daß die angesprochenen kurzfristigen Finanzmärkte sich nicht im Gleichgewicht befinden oder
- daß vorübergehend mit den hier betrachteten langfristigen Wertpapieren spekuliert wird.

²³ Vgl. dazu die in der Einleitung erwähnte, überaus umfangreiche Literatur zu Kointegrationsanalysen der Kaufkraftparitätentheorie. Enthielte die Zeitreihe des realen Wechselkurses zusätzlich einen deterministischen Trend, könnte ihre zeitliche Entwicklung dennoch prognostiziert werden. Dafür gibt es allerdings keinerlei empirische Hinweise; vgl. Tab. 2 und 3, jeweils die Spalte mit der Bezeichnung „ $\alpha_2 = 0$ “.

All diese kurzfristigen Phänomene werden jedoch in einem NATREX-Ansatz nicht explizit modelliert. Statt dessen nimmt man vereinfachend eine Konvergenz der Realzinsen an:²⁴

$$(15) \quad \frac{d(r - r^A)}{dt} = -\nu(r - r^A) .$$

In einem Zwei-Länder-Modell werden deren Realzinsen gegeneinander konvergieren.²⁵ Im Modell des kleinen Landes wird sich dessen Realzins allmählich an den auf dem Weltmarkt annähern. Eine solche Realzinskonvergenz wird von jüngeren empirischen Untersuchungen durchaus bestätigt.²⁶ Dies ist ein weiterer Hinweis darauf, daß Wechselkursänderungserwartungen bei langfristigen Portfolio-Entscheidungen tatsächlich keine Rolle spielen. Um Mißverständnissen vorzubeugen, soll abschließend hervorgehoben werden, daß Gleichung (15) die einzige Gleichung des Modells ist, die auf eine kürzere als die mittlere Frist bezug nimmt. Sie unterscheidet sich damit beispielsweise schon grundlegend von (9) und (12). Da NATREX-Modelle für die mittlere bis lange Frist konzipiert wurden, sind ökonomische Vorgänge der kurzen Frist aus der Analyse ausgeklammert. Es wird dementsprechend auch nicht der Anspruch erhoben, mit (15) ein Kausalverhältnis wiederzugeben, sondern lediglich eine Tendenz, die mittelfristig zu (14) führt.

III. Die Gütermarktgleichgewichtsbedingung

Als letzte grundlegende Gleichung eines NATREX-Modells soll nun die Gütermarktgleichgewichtsbedingung einer offenen Volkswirtschaft behandelt werden:²⁷

$$(16) \quad S - I = CA \quad \Leftrightarrow$$

$$(16') \quad Y - rF - C - I = B - rF \quad \Leftrightarrow$$

²⁴ Vorübergehend sind dann natürlich auch Wechselkursänderungserwartungen nicht ausgeschlossen. In einer weiteren Vereinfachung wird in einigen Fällen auch gleich $r = r^A$ angenommen. Vgl. z. B. Stein/Sauernheimer [1996], S. 25.

²⁵ Für ein solches Modell kommen derzeit in der Realität wohl nur die USA und die Europäische Währungsunion in Frage.

²⁶ Vgl. z. B. Wu/Chen [1998]. Die empirischen Untersuchungen der *Deutschen Bundesbank* [1996 und 1997] beziehen sich im wesentlichen auf *nominale* Kapitalmarktzinsen.

²⁷ Da dem vorigen Kapitel zufolge in NATREX-Modellen davon ausgegangen wird, daß Realzinsen mittelfristig gegeneinander konvergieren, kann vereinfachend unterstellt werden, daß sich auch Auslandsforderungen bzw. Auslandsschulden mit dem inländischen Realzins r verzinsen.

$$(16'') \quad Y = A + B$$

mit

Y = Bruttoinlandsprodukt,

$Y - rF$ = Bruttosozialprodukt,²⁸

$CA = B - rF$ = Leistungsbilanzüberschuß,

B = Handelsbilanzüberschuß,

$A = C + I$ = inländische Absorption,

wobei alle Größen in Einheiten des im Inland produzierten Gutes ausgedrückt sind.

Damit es sich hierbei nun tatsächlich um eine Gleichgewichtsbedingung handelt, müssen Verhaltensfunktionen für die einzelnen Elemente dieser Gleichung festgelegt werden. Eine optimierendes Verhalten widerspiegelnde Investitionsfunktion wurde bereits hergeleitet. Im folgenden soll nun zunächst auf die zugrunde gelegte Sparfunktion eingegangen werden. Im Anschluß daran werden Annahmen über Leistungsbilanzreaktionen getroffen.

1. Die Sparfunktion

Die reale Ersparnis ist definiert als die Differenz aus realem Bruttosozialprodukt und realem Konsum:

$$(17) \quad S = Y - rF - C.$$

Es wurde bereits erläutert, wie die Variablen Y , r und F in einem NATREX-Modell bestimmt werden. Zur vollständigen Modellierung der Sparfunktion sind damit also noch Annahmen über das Konsumverhalten der Wirtschaftssubjekte zu treffen. Da in NATREX-Modellen nicht zwischen staatlichem und privatem Konsum unterschieden wird, ist C dabei als gesamtgesellschaftliche Konsumfunktion zu verstehen.

NATREX-Modelle greifen bezüglich des unterstellten Konsumverhaltens auf eine von Merton abgeleitete Konsumfunktion zurück.²⁹ Merton untersucht das Problem eines repräsentativen Individuums, das in kontinuierlicher Zeit bei unendlichem Zeithorizont seinen Erwartungsnutzen aus Konsum, konkret den Erwartungswert von (1), maximieren will. Einkommen entsteht dem Haushalt ausschließlich aus der Rendite der Assets in seinem Portfolio. Zur Auswahl stehen ihm zwei As-

²⁸ Mit Y wird hier gemäß (2) bzw. (3) die reale Produktion bezeichnet. Sie entspricht dem realen Bruttoinlandsprodukt, BIP. Das reale Bruttosozialprodukt, BSP, erhält man in einem derartigen Modell aus der Differenz zwischen dem BIP und den Zinszahlungen auf die Nettoauslandsschuld des betrachteten Landes. Dies liegt daran, daß es sich bei Zinszahlungen um Einkommen handelt, die zwar im Inland entstanden sind, aber Ausländern zugeflossen sind.

²⁹ Vgl. *Merton* [1990], S. 97 – 119.

sets, das eine risikolos, das andere risikobehaftet. Die Rendite des ersteren, $\tilde{r}$, ist konstant. Der Preis der risikobehafteten Anlage, X_t , entwickelt sich gemäß der stochastischen Differentialgleichung³⁰

$$(18) \quad dX_t = X_t(\sigma dW_t + \underline{r}dt)$$

mit

W_t = Brownsche Bewegung,

σ^2 = Varianz von W_t ,

$\underline{r}$ = erwartete Realverzinsung der Anlage.

Es werden keine Annahmen über das Verhältnis der Renditen zueinander getroffen. Es kann Kredit aufgenommen werden, und es können Assets ohne Deckung verkauft werden. Unter der Annahme einer Nutzenfunktion mit konstanter relativer Risikoaversion leitet Merton nun mit Hilfe dynamischer Programmierung eine Handlungsanweisung zur optimalen Zusammensetzung des Portfolios sowie die folgende optimale Konsumententscheidung ab:³¹

$$(19) \quad C_t = \left\{ \frac{\rho}{\delta} - (1 - \delta) \left[\frac{(\underline{r} - \tilde{r})^2}{2\sigma^2\delta^2} + \frac{\tilde{r}}{\delta} \right] \right\} \tilde{W}_t$$

mit

$\tilde{W}_t$ = Vermögen zum Zeitpunkt t ,

$$\delta = - \frac{dv'(C_t)}{dC_t} \cdot \frac{C_t}{v'(C_t)} = - \frac{v''(C_t) \cdot C_t}{v'(C_t)}$$

= Grenznutzenelastizität des Konsums,

= Arrow-Pratt-Maß der relativen Risikoaversion,

= Kehrwert der intertemporalen Substitutionselastizität
und $\delta > 0$, $\delta \neq 1$.

Dies ist nur dann eine Lösung des Maximierungsproblems, wenn die Zeitpräferenzrate ρ so groß ist, daß der Ausdruck in der geschweiften Klammer strikt positiv ist, was im folgenden angenommen sei.

Für den Spezialfall einer logarithmischen Nutzenfunktion, $v(C_t) = \ln(C_t)$, der für $\lim_{\delta \rightarrow 1} v(C_t)$ resultiert, reduziert sich (19) auf

$$(19') \quad C_t = \rho \tilde{W}_t .$$

³⁰ X_t folgt damit dem exponentiellen stochastischen Prozeß $X_t = \exp[\sigma W_t + (\underline{r} - 0,5\sigma^2)t]$, was sich mit Hilfe von Itos Lemma bestätigen läßt. Um Mißverständnisse zu vermeiden, werden auch in diesem Kapitel z. T. noch einmal Zeitindizes verwandt.

³¹ Die dabei zu berücksichtigende Budgetbeschränkung hat zum Inhalt, daß das Vermögen einer Periode t genau dem Betrag entsprechen muß, den man erhält, wenn man die Differenz aus dem Vermögen zum Zeitpunkt t_0 und dem Konsum im Zeitraum zwischen t_0 und t entsprechend der gewählten Portfoliostruktur verzinst.

Es ist nun auch hier zu fragen, wie ein solcher Ansatz in den NATREX-Modellrahmen eingepaßt werden kann. NATREX-Modelle enthalten die Assets Kapital und Nettoauslandsforderungen, deren Ertragsentwicklung jeweils risikobehaftet ist. Da sich diese beiden Assets mittel- bis langfristig mit einem einheitlichen Realzins verzinsen, können sie gemeinsam das risikobehaftete Asset des Merton-Ansatzes darstellen. Die erwartete Realverzinsung dieser Assets, $r = r^A$, entspricht damit der Variablen $\underline{r}$ in (18) und (19). Nun enthält Mertons Ansatz zusätzlich ein risikoloses Asset, ihm fehlt hingegen ein echtes Arbeitseinkommen. Merton zeigt aber an anderer Stelle,³² daß sich an der ermittelten Konsumfunktion nichts ändert, wenn das Risiko des Arbeitseinkommens durch Diversifizierung völlig eliminiert werden kann. In diesem Fall würde das repräsentative Individuum das Arbeitseinkommen seines ganzen Lebens unter Verwendung des risikolosen Zinssatzes $\tilde{r}$ kapitalisieren und seinem laufenden Vermögen zuschlagen. Als risikoloses Asset fungiert hier also das kapitalisierte Arbeitseinkommen.

Eine solche Annahme weicht sicherlich von der Realität ab³³ und widerspricht darüber hinaus der NATREX-Philosophie eines eng begrenzten Informationsstandes der Wirtschaftssubjekte.³⁴ Die alternativ diskutierten Modelle vollkommener Voraussicht lassen allerdings überhaupt keine Unsicherheit zu, was sicherlich nicht realitätsnäher ist. Zudem ist unter Unsicherheit die hier getroffene (oder eine ähnlich restriktive) Annahme notwendig, damit überhaupt eine explizite Lösung eines derartigen Maximierungsproblems möglich ist.³⁵ Schließlich ist darauf hinzuweisen, daß der Arbeitsmarkt in NATREX-Modellen ohnehin nicht modelliert ist, diese Annahme also das Modell nicht an entscheidender Stelle in unplausibler Weise einschränkt.

Eine Implikation dieser Annahme ist jedenfalls, daß das Gesamtvermögen $\tilde{W}_t$ in (19) und (19') neben dem in (10) definierten Vermögen W_t zusätzlich noch das kapitalisierte Arbeitseinkommen enthält. Letzteres soll aber im folgenden konstant gesetzt werden, genauso wie auch die Parameter $\tilde{r}$, σ und δ . Damit kann die NATREX-Modellen zugrundeliegende Konsumfunktion geschrieben werden als

$$(20) \quad C = C(\rho, r = r^A, W) = C(K, F, r; \rho) .$$

Die partiellen Ableitungen nach K , F und ρ sind gemäß (19) i. V. m. (10)

$$\frac{\partial C}{\partial K} > 0; \quad \frac{\partial C}{\partial F} < 0; \quad \frac{\partial C}{\partial \rho} > 0 .$$

³² Vgl. Merton [1990], S. 120 – 165, insbesondere S. 143 – 145.

³³ Diese Annahme (u. a. auch ihre Plausibilität) und etwaige Alternativen werden diskutiert in Blanchard/Fischer [1989], S. 279 – 285.

³⁴ In einigen neueren NATREX-Modellen wird deshalb nicht einmal mehr explizit auf Mertons Konsumfunktion zurückgegriffen. Vgl. z. B. Stein/Sauernheimer [1996]. Ein alternatives Optimierungskalkül wird aber nicht vorgestellt.

³⁵ Vgl. Blanchard/Fischer [1989], S. 283, sowie Abel [1990], S. 746 – 747.

Mit sinkendem Kapitalstock bzw. mit steigender Nettoauslandsverschuldung nimmt das Vermögen W der Volkswirtschaft c. p. ab. Der Konsum wird eingeschränkt. Mit steigender Zeitpräferenzrate nimmt der Gegenwartskonsum zu. Ein Realzinsanstieg wirkt sowohl über einen Substitutions- als auch über einen Einkommenseffekt auf die Konsumnachfrage ein:³⁶ Der Substitutionseffekt führt für sich genommen zu einer Reduktion von C , da das repräsentative Individuum versuchen wird, die gestiegenen Erträge auszunutzen und sein Einkommen auf diese Weise anzuheben. Andererseits steigt dem Einkommenseffekt zufolge der Konsum, weil bei gegebenem Vermögen die höhere Rendite c. p. einen höheren Konsum erlaubt. Welcher der beiden gegenläufigen Effekte überwiegt, hängt von der intertemporalen Substitutionselastizität des repräsentativen Individuums ab. In NATREX-Modellen wird gewöhnlich eine intertemporale Substitutionselastizität von $1/\delta = 1$ unterstellt, bei der sich Substitutions- und Einkommenseffekt gegenseitig aufheben. Es resultiert dann als Konsumfunktion (19'), wonach Realzinsvariationen keine Auswirkungen auf den Konsum haben. Diese Annahme ist jedoch zweifellos sehr restriktiv. Sie soll deshalb hier nur als Spezialfall Berücksichtigung finden. Statt dessen soll hier lediglich die wohl kaum umstrittene Annahme getroffen werden, daß die Absorption als ganze negativ auf einen Realzinsanstieg reagiert, also³⁷

$$\frac{\partial C}{\partial r} < \left| \frac{\partial I}{\partial r} \right|.$$

Mit der Konsumfunktion ist nun auch die Sparfunktion des Modells bestimmt:

$$(21) \quad \begin{aligned} S &= Y(K; u) - rF - C(K, F, r; \rho) \\ &= S(K, F, r; \rho, u). \end{aligned}$$

Deren partielle Ableitungen sind:

$$\frac{\partial S}{\partial K} = \frac{\partial Y}{\partial K} - \frac{\partial C}{\partial K}; \quad \frac{\partial S}{\partial F} = -r - \frac{\partial C}{\partial F}; \quad \frac{\partial S}{\partial r} = -F - \frac{\partial C}{\partial r}; \quad \frac{\partial S}{\partial \rho} = -\frac{\partial C}{\partial \rho} < 0; \quad \frac{\partial S}{\partial u} = \frac{\partial Y}{\partial u} > 0.$$

³⁶ Obstfeld/Rogoff [1996], S. 30, führen zusätzlich einen Vermögenseffekt auf. Dies ist derjenige Effekt, der das Vermögen (und damit den Konsum) bei einer Realzinssteigerung verringert, weil mit diesem Realzins zukünftige Einkommen abdiskontiert werden. Zur Diskontierung wird im NATREX-Modell aber nur der konstante Zinssatz auf das risikolose Asset (Arbeitsvermögen) verwendet. Bei einer Variation des Realzinssatzes auf das risikobehaftete Asset, r , tritt ein solcher Vermögenseffekt also nicht auf.

³⁷ Die weitergehende Unterscheidung zwischen $\partial C/\partial r < 0$, $\partial C/\partial r = 0$ und $\partial C/\partial r > 0$ spielt nur bei der Analyse der sechsten Störung (Variation des realen Weltkapitalmarktzins) eine Rolle. In allen anderen Fällen wird zur Vereinfachung der verbalen Analyse mit $\partial C/\partial r < 0$ argumentiert werden, was eine vergleichsweise geringe relative Risikoaversion, $0 < \delta < 1$, impliziert.

Eine Vergrößerung des Kapitalstocks wirkt über zwei Kanäle auf die Sparfunktion ein: Zum einen steigt die reale Produktion, zum anderen aber auch der Konsum. Der Gesamteffekt auf die Ersparnis ist unbestimmt. Für die Eigenschaften, v. a. die Stabilität, des steady-states ist das Vorzeichen von $\partial S/\partial K$ unerheblich. Ist der Konsumeffekt eines Kapitalanstiegs aber so groß, daß er nicht nur den Produktionseffekt, sondern zusätzlich auch die (negative) Reaktion der Investitionen auf den Kapitalanstieg überkompensiert, steigt die Absorption stärker als die Produktion (die Ersparnis sinkt stärker als die Investitionen). Es kommt zu Nettokapitalimporten statt (wie sonst) zu Nettokapitalexporten als Reaktion auf die Vergrößerung des Kapitalstocks. In diesem Fall ist das System zwar nach wie vor stabil, die Anpassungsprozesse an den steady-state verlaufen aber anders.³⁸ Der realitätsnähere Fall scheint jedoch derjenige zu sein, in dem die Produktion auf eine Änderung des Kapitalstocks stärker reagiert als die Absorption. Im folgenden sei vereinfachend angenommen, daß $\partial Y/\partial K > \partial C/\partial K$, also $\partial S/\partial K > 0$.

Ein Anstieg der Auslandsverschuldung F reduziert zwar den Konsum im Inland. Gleichzeitig steigen aber bei positivem Realzins die Zinszahlungen an das Ausland, womit das Bruttosozialprodukt der Inländer sinkt. Der Effekt auf die Ersparnis ist auch hier formal unbestimmt. Reagierte die Ersparnis jedoch negativ auf steigende Auslandsverschuldung, würden auf diese Weise weitere Nettokapitalimporte induziert und die Auslandsverschuldung nähme verstärkt zu. Um die Stabilität des Systems zu gewährleisten, wird deshalb in NATREX-Modellen angenommen, daß ein Anstieg der Auslandsverschuldung im Inland zusätzliche Ersparnis und damit Nettokapitalexporte hervorruft.³⁹ Es gilt also $\partial S/\partial F > 0$. Es handelt sich hierbei zugegebenermaßen um eine makroökonomische Annahme ohne mikroökonomische Fundierung, darüber hinaus um eine für das Modell durchaus essentielle. Man muß sich andererseits aber vor Augen halten, was diese Annahme beinhaltet. Sie besagt lediglich, daß die Nettoauslandsverschuldung der betrachteten Volkswirtschaft nicht „explodiert“,⁴⁰ einer Volkswirtschaft, die den Modellannahmen gemäß nicht einmal ein Bevölkerungswachstum oder deterministischen technischen Fortschritt aufweist. Eine solche Annahme kann insofern auch als Budgetrestriktion für die betreffende Volkswirtschaft aufgefaßt werden. Sie scheint deshalb unproblematisch zu sein.

³⁸ Dieser Fall wird beschrieben in Stein [1990]; vgl. v. a. S. 1064 und Fig. 5b, S. 1063.

³⁹ Eine ausführliche Stabilitätsbetrachtung findet sich in Kapitel C. V.

⁴⁰ Dies trifft langfristig nicht nur auf Industrie-, sondern auch auf Entwicklungs- oder Transformationsländer zu, da sich deren Nettoauslandsschuld selbst bei starker Auslandsverschuldung spätestens im Rahmen einer Schuldenkrise – wenn auch durch äußere Einflüsse – stabilisiert. Regierungen, die es nicht dazu kommen lassen wollen, werden – falls es nicht ohnehin schon erfüllt ist – von sich aus $\partial S/\partial F > 0$ herbeiführen, indem sie den Staatskonsum einschränken oder höhere Steuern erheben, um den Konsum der Privaten zu verringern. Daß zumindest die staatliche Nettoneuverschuldung bei steigender Schuldenquote reduziert wird, wird z. B. von Bohn [1998] empirisch für die USA nachgewiesen.

Die Reaktion der Ersparnis auf einen Realzinsanstieg hängt zum einen davon ab, ob der Konsum als Folge davon steigt oder sinkt, zum anderen davon, ob das Inland Nettoforderungen an das Ausland hält ($F < 0$) oder Nettoschuldner gegenüber dem Ausland ist ($F > 0$). Im ersten Fall ($F < 0$) z. B. stiegen die Zinseinkünfte des Inlands, was die Ersparnis positiv beeinflusste. Die beiden übrigen partiellen Ableitungen der Sparfunktion sind eindeutig und bedürfen keiner weiteren Erklärung.

2. Die Handelsbilanz

Von den Variablen der Gütermarktgleichgewichtsbedingung (16) ist nun lediglich noch der Handelsbilanzsaldo zu spezifizieren. Hier erst (und nur hier) wird in NATREX-Modellen die Existenz eines zweiten Gutes, des im Ausland hergestellten und vom Inland importierten Gutes, berücksichtigt. So sind nach dem bisher gesagten zum einen alle realen Variablen definiert in Einheiten des im Inland hergestellten Gutes statt in Einheiten eines Warenkorbs aus Inlands- und Importgut. Nominale Variablen werden also mit dem Preis des Inlandsgutes, nicht mit einem Preisindex deflationiert. Aus diesem Grunde ist hier auch das Realeinkommen kein Indikator für die Kaufkraft des repräsentativen Individuums, da diese ja auch vom Preis des Importgutes abhängt.⁴¹

Zum anderen ist daran zu erinnern, daß optimales Investitions- und Konsumverhalten vereinfachend in einer Ein-Gut-Welt abgeleitet wurde. So konnte ein optimales Niveau von Investitionen und Konsum bestimmt werden, nicht aber deren Struktur. Nun wird in NATREX-Modellen i. d. R. auch von internationalem Handel mit Investitionsgütern abstrahiert,⁴² so daß sich die Frage nach der *Investitionsstruktur* nicht stellt. Weil auch in der Herleitung der Konsumfunktion nur ein Gut berücksichtigt wurde, ist das *Konsumniveau* in NATREX-Modellen zwangsläufig unabhängig von Relativpreisänderungen, also von Variationen des realen Wechselkurses. Ein Laursen-Metzler-Effekt z. B. ist damit ausgeschlossen.⁴³

⁴¹ Damit sind NATREX-Modelle für eine Wohlfahrtsanalyse grundsätzlich nicht geeignet. In Fuhrmann [1991], S. 300–301, und Frenkel/Razin/Yuen [1996], S. 192–193, wird auf das alternative Konzept des „Konsumentenrealeinkommens“ eingegangen, das eine Wohlfahrtsanalyse ermöglicht.

⁴² Eine Ausnahme bildet das Modell von Stein/Sauernheimer [1996].

⁴³ Eine solche vereinfachende Annahme ist auch in anderen Modellen zur Bestimmung des realen Wechselkurses durchaus nicht unüblich; vgl. z. B. Wyplosz [1991], S. 7. Die NATREX-Modelle von Stein/Sauernheimer [1996] und Sauernheimer/Grassinger [1995] berücksichtigen einen solchen terms-of-trade-Effekt auf den Konsum aus Plausibilitätsgründen aber dennoch. Die Vernachlässigung eines solchen Effektes reduziert aber die Komplexität der vorliegenden Analyse ganz erheblich. Der Laursen-Metzler-Effekt wird u. a. beschrieben in Rose/Sauernheimer [1999], S. 270–274, sowie Sauernheimer [1980], S. 59–60; vgl. auch Bruce/Purvis [1985], S. 850–851. Eine eingehendere Analyse bieten z. B. Svensson/Razin [1983]; dort zeigt sich, daß ein Laursen-Metzler-Effekt keineswegs zwangsläufig ist.

Soweit es die Entscheidung über die *Konsumstruktur* betrifft, spiegelt sich das Konsumverhalten in der Handelsbilanz wider. Der reale Handelsbilanzsaldo ist definiert als Differenz aus realem Exportwert und realem Importwert. Da die zugrunde gelegten Optimierungskalküle über die Determination letzterer zwangsläufig nichts aussagen, werden diesbezüglich jeweils drei relativ unumstrittene Annahmen getroffen: Export- und Importwert werden modelliert als abhängig vom Konsumniveau und einem Geschmacksparameter des jeweiligen Importlandes sowie vom realen Wechselkurs:

$$(22) \quad \begin{aligned} B &= X - M \\ &= X(R, C^A, \tau^A) - M(R, C, \tau) \end{aligned}$$

mit

X = realer Exportwert,
 M = realer Importwert,
 τ = Geschmacksparameter.

Da X , M und B in Einheiten des Inlandsgutes ausgedrückt sind, muß der Exportwert infolge einer realen Aufwertung auf jeden Fall sinken: $\partial X / \partial R < 0$. Der Effekt auf den Importwert gemessen in Einheiten des Inlandsgutes ist jedoch nicht eindeutig: Eine reale Aufwertung verringert den Relativpreis der Importgüter, woraufhin aber die Importmenge ausgedehnt wird. Da in NATREX-Modellen die lange Frist betrachtet wird, ist es sinnvoll, von einer normalen Handelsbilanzreaktion auszugehen, also davon, daß die Robinson-Bedingung erfüllt ist. Für diese Vermutung sprechen auch die Ergebnisse zahlreicher empirischer Untersuchungen.⁴⁴ Es wird also unterstellt:

$$\frac{\partial X}{\partial R} - \frac{\partial M}{\partial R} = \frac{\partial(X - M)}{\partial R} = \frac{\partial B}{\partial R} < 0.$$

Da in NATREX-Modellen nur Konsumgüter importiert werden, sei ferner angenommen, daß der Importwert c. p. positiv vom inländischen Niveau der Konsumnachfrage abhängt. Der Exportwert sei spiegelbildlich dazu positiv vom ausländischen Konsumniveau abhängig:

$$\frac{\partial X}{\partial C^A} > 0; \quad \frac{\partial M}{\partial C} > 0; \quad \frac{\partial B}{\partial C^A} > 0; \quad \frac{\partial B}{\partial C} < 0.$$

Damit haben alle Größen, von denen das in- bzw. ausländische Konsumniveau bestimmt wird, gemäß (20) also Vermögen, Zinsen und Zeitpräferenzraten jeweils des In- und Auslands, Einfluß auf die Handelsbilanz:

⁴⁴ Vgl. Goldstein/Khan [1985], v. a. die S. 1076, 1078–1079, sowie Hooper/Marquez [1995], S. 130. Es zeigt sich dort jeweils, daß sogar die Marshall-Lerner-Bedingung in aller Regel erfüllt ist.

$$(22') \quad \begin{aligned} B &= X[R, C^A(K^A, F, r, \rho^A), \tau^A] - M[R, C(K, F, r; \rho), \tau] \\ &= B(R, K, F, r; K^A, \rho^A, \rho, \tau^A, \tau) . \end{aligned}$$

Wenn nun, z. B. in einem Zwei-Länder-Modell, das Ausland analog zum Inland modelliert würde, müßten drei der Determinanten der ausländischen Konsumfunktion, K^A , F und r , auch als für das Ausland endogene Variablen behandelt werden. Damit müßten zahlreiche zusätzliche Interdependenzen berücksichtigt werden. Um die Komplexität des Modells in Grenzen zu halten, werden die ausländische Investitions- und Sparfunktion, auch im Zwei-Länder-Fall, als exogen und unabhängig von anderen exogenen ausländischen Parametern wie ρ^A angenommen. Deshalb können ausländische Größen des Modells als unabhängig voneinander modelliert werden.⁴⁵

Nach (22') i. V. m. (20) ergeben sich für die Handelsbilanz neben $\partial B / \partial R < 0$ (s. o.) damit folgende partielle Ableitungen:

$$\begin{aligned} \frac{\partial B}{\partial F} &= \frac{\partial X}{\partial C^A} \cdot \frac{\partial C^A}{\partial F} - \frac{\partial M}{\partial C} \cdot \frac{\partial C}{\partial F} > 0; \\ \frac{\partial B}{\partial K} &= -\frac{\partial M}{\partial C} \cdot \frac{\partial C}{\partial K} < 0; \\ \frac{\partial B}{\partial K^A} &= \frac{\partial X}{\partial C^A} \cdot \frac{\partial C^A}{\partial K^A} > 0; \\ \frac{\partial B}{\partial r} &= \frac{\partial X}{\partial C^A} \cdot \frac{\partial C^A}{\partial r} - \frac{\partial M}{\partial C} \cdot \frac{\partial C}{\partial r}; \\ \frac{\partial B}{\partial \rho} &= -\frac{\partial M}{\partial C} \cdot \frac{\partial C}{\partial \rho} < 0; \\ \frac{\partial B}{\partial \rho^A} &= \frac{\partial X}{\partial C^A} \cdot \frac{\partial C^A}{\partial \rho^A} > 0 . \end{aligned}$$

⁴⁵ Vgl. Stein [1995], S. 56–57. Stein drückt dort ganz offensichtlich auch die ausländische Konsumfunktion und ihre Determinanten in Einheiten des Inlandsgutes aus. Die in Einheiten des Auslandsguts formulierten Auslandsvariablen müssen dazu mit dem realen Wechselkurs R multipliziert werden. Die dadurch entstehenden Interdependenzen zwischen diesen Auslandsvariablen und dem realen Wechselkurs werden nicht modelliert. Alternativ hätte die ausländische Konsumfunktion und ihre Determinanten auch in Einheiten des Auslandsguts definiert werden können. In diesem Fall sind die Effekte des realen Wechselkurses und des ausländischen Konsumniveaus (in Einheiten des Auslandsguts) auf den Handelsbilanzsaldo (in Einheiten des Inlandsguts) weitgehend unabhängig voneinander. Es bleibt aber das Problem, daß die Auslandsverschuldung des Inlands die Höhe des Vermögens beider Länder bestimmt. Wenn man sie ausgedrückt in Einheiten des Auslandsguts als F^A bezeichnet, gilt $F^A = F/R$, womit die angesprochene Interdependenz für diese Variable bestehen bleibt. Für ein am Weltkapitalmarkt kleines Land ist aber auch dieses Problem gegenstandslos, da dann die partielle Ableitung von C^A nach F^A (bzw. F) ohnehin gleich 0 ist (s. u.). In der folgenden Analyse für Deutschland sollten also C^A und K^A als in Einheiten des Auslandsguts definiert angesehen werden, womit Konsumniveau-Effekte auf den Exportwert von entsprechenden Wechselkurs-Effekten getrennt werden.

Diese partiellen Ableitungen sind zum größten Teil eindeutig und sofort einleuchtend. Folgendes sei aber angemerkt: Wenn das Inland auf dem Weltkapitalmarkt klein ist, sind seine Nettoauslandsforderungen bzw. -schulden für den Rest der Welt vernachlässigbar gering. Es gilt dann $\partial C^A / \partial F = 0$ und $\partial B / \partial F = -(\partial M / \partial C)(\partial C / \partial F) > 0$.

Da die Realzinsen mittelfristig konvergieren, kann in (22') C^A als abhängig von r geschrieben werden. Die mittelfristige Reaktion der Handelsbilanz auf Realzinsvariationen ist formal unbestimmt. Da vermutet werden kann, daß der reale Weltmarktzins nur einen relativ geringen Einfluß auf den Handelsbilanzsaldo eines Landes hat – zumal Investitionsgüter annahmegemäß international nicht gehandelt werden –, soll vereinfachend $\partial B / \partial r = 0$ angenommen werden. Dies träfe z. B. dann exakt zu, wenn einerseits die das Konsumniveau bestimmenden Lageparameter der Konsumfunktion (20), insbesondere die intertemporale Substitutionselastizität, im In- und Ausland übereinstimmen und damit der Konsum in beiden Ländern in gleicher Proportion zum Vermögen stünde und andererseits die (endogene) marginale Importquote aus Konsum umgekehrt proportional zum Vermögen eines Landes wäre. Nimmt man freilich gleich eine logarithmische Nutzenfunktion an, muß wegen $\partial C / \partial r = \partial C^A / \partial r = 0$ grundsätzlich $\partial B / \partial r = 0$ gelten.

Im Gegensatz zu den bisher publizierten NATREX-Modellen soll hier die Handelsbilanz schließlich noch von Geschmacksparemtern des In- und Auslands, τ und τ^A , abhängen.⁴⁶ Ein Anstieg von τ bzw. τ^A sei als eine Nachfrageverlagerung hin zu dem im Inland produzierten Konsumgut bei konstantem Konsumniveau definiert. Damit gilt:

$$\frac{\partial X}{\partial \tau^A} > 0; \quad \frac{\partial M}{\partial \tau} < 0; \quad \frac{\partial B}{\partial \tau^A} > 0; \quad \frac{\partial B}{\partial \tau} > 0 .$$

Mit der Handelsbilanz ist nun auch das letzte Element der Gütermarktgleichgewichtsbedingung (16) beschrieben. Die gewünschte gesamtwirtschaftliche Nachfrage entspricht dem gewünschten gesamtwirtschaftlichen Angebot. Gleichung (16) gibt nicht nur binnenwirtschaftliches, sondern auch außenwirtschaftliches Stromgleichgewicht wieder: Der gewünschte Kapitalbilanzsaldo, $S - I$, entspricht dem gewünschten Leistungsbilanzsaldo, CA .

IV. Abschließende Bemerkungen zur Modellstruktur

In den Unterkapiteln I. bis III. wurden die wesentlichen Elemente eines NATREX-Modells beschrieben. Will man z. B. ein NATREX-Modell für ein großes

⁴⁶ Exakt wäre es dabei gewesen, diese Geschmacksparemeter bereits in der Nutzenfunktion des repräsentativen Individuums zu berücksichtigen. Dies ist aber solange nicht möglich, wie Optimalverhalten aus Vereinfachungsgründen in einer Ein-Gut-Welt hergeleitet wird.

Land konstruieren, sind die hier dargelegten Gleichungen lediglich um eine Gütermarktgleichgewichtsbedingung des Auslands zu erweitern.⁴⁷ Man erhält fünf Gleichungen (die beiden Gütermarktgleichgewichtsbedingungen, die Investitionsfunktion, die Bewegungsgleichung für die Auslandsverschuldung und die Gleichung zur Konvergenz der Realzinsen) mit fünf endogenen Variablen: R , r , K , F und r^A . Ein solches spezielles NATREX-Modell ist v. a. durch folgende Merkmale gekennzeichnet: Das Inland ist groß am Weltgüter- und am Weltkapitalmarkt, das Modell ist ein Zwei-Güter-Modell mit einem im Inland produzierten, aber auch exportierten sowie einem im Ausland produzierten aber auch importierten Konsumgut, und das Inland muß keine Risikoprämie für am Weltkapitalmarkt aufgenommenes Kapital zahlen. Die Relevanz dieser Merkmale ist bei der Anwendung eines solchen Modells jeweils zu überprüfen und das Modell nach den jeweiligen Gegebenheiten zu modifizieren.

⁴⁷ Vgl. das Modell von *Stein* für die USA, *Stein* [1994, 1995 oder 1996].

C. Ein NATREX-Modell für Deutschland

I. Charakteristika eines NATREX-Modells für Deutschland

Schon Stein/Sauernheimer [1996]¹ entwickelten ein NATREX-Modell für Deutschland. Die von ihnen modellierte Volkswirtschaft ist klein am Weltkapitalmarkt, d. h. das Inland kann den Weltkapitalmarktzins nicht beeinflussen. Die inländischen Realzinsen konvergieren gegen den Realzinssatz am Weltkapitalmarkt. Darüber hinaus wird unterstellt, daß Ausländer bereit sind, inländische Wertpapiere zu halten, ohne dafür eine Risikoprämie zu verlangen. Beide Annahmen werden in empirischen Untersuchungen für Deutschland unterstützt² und sollen im folgenden übernommen werden.

Des weiteren nehmen Stein/Sauernheimer das Inland nun als klein am Weltgütermarkt an. Sie modellieren die inländischen terms of trade demgemäß als exogen gegeben, den realen Wechselkurs (definiert über Lohnstückkostenindizes) allerdings als endogene Variable. Dieses Vorgehen wird damit begründet, daß die deutschen terms of trade und der so definierte reale Wechselkurs Deutschlands zwar beide integriert vom Grade 1, nicht aber kointegriert seien. Dies scheint mir nun aber v. a. ein Hinweis darauf zu sein, daß entweder Preise von nicht-handelbaren Gütern relativ zu denen handelbarer signifikant variierten oder daß sich die Ausgabenanteile von handelbaren und nicht-handelbaren Gütern verschoben haben oder daß nur unvollkommener Wettbewerb vorlag. Nun berücksichtigen Stein/Sauernheimer in ihrem Modell aber weder nicht-handelbare Güter, noch weichen sie von den Annahmen vollständiger Konkurrenz ab. Darüber hinaus zeigt Grassinger [1996],³ daß bei geeigneter Auswahl der für die Berechnung der terms of trade verwendeten Zeitreihen die terms of trade und der reale Wechselkurs in obiger Definition in der Tat kointegriert sind.

¹ Vgl. auch Stein [1997]. Diese Version des Modells von Stein/Sauernheimer [1996] berücksichtigt allerdings nicht, daß Investitionen einer Kapitalakkumulation entsprechen und gibt so ein wesentliches Element eines NATREX-Modells auf. Gerade für Modelle, die für die lange Frist konzipiert sind, ist eine solche Vereinfachung problematisch.

² Vgl. Stein/Sauernheimer [1996], S. 18, sowie Tab. 2 und 3 in Kapitel D. III. 2. a) der vorliegenden Arbeit. Die Realzinsdifferenz zwischen Deutschland und (stellvertretend für den Rest der Welt) den USA erweist sich als stationär. Das Absolutglied (es entspräche einer eventuellen Risikoprämie) ist dabei insignifikant. Schließlich verläuft die Granger-Kausalität von den US-Zinsen zu den deutschen Zinsen.

³ Vgl. Grassinger [1996], S. 2 und 5.

Was ist nun der Literatur bezüglich der Frage nach der Exogenität deutscher terms of trade zu entnehmen? Die terms of trade sind dann exogen für ein Land, wenn sowohl die mengenmäßige Preiselastizität des Importangebots als auch die der Exportnachfrage unendlich groß sind. Den Überblicksartikeln von Goldstein / Khan [1985] und Hooper / Marquez [1995] zufolge kann dies zumindest für die deutsche Exportnachfrageelastizität auch langfristig keineswegs bestätigt werden.⁴ Anstelle einer unmittelbaren Schätzung dieser Elastizitäten wird oft auch der sog. „pass-through“ ermittelt, d. i. die Reaktion der Import- bzw. Exportgüterpreise auf eine Veränderung des nominalen Wechselkurses. Bei einer Abwertung (Aufwertung) der Inlandswährung werden bei exogenen terms of trade die Import- und Exportgüterpreise in Auslandswährung ausgedrückt konstant bleiben, in Inlandswährung ausgedrückt proportional zur Abwertung (Aufwertung) steigen (fallen). Man spricht dann von einem vollständigen „pass-through“.⁵ Sind Importangebots- und Exportnachfrageelastizitäten jedoch nicht völlig elastisch, wird der Preisanstieg (Preisverfall) der Import- bzw. Exportgüter gemessen in Inlandswährung nur unterproportional ausfallen. Empirisch wird für die Exportpreise mittelgroßer Länder, u. a. auch für Deutschland, tatsächlich i. d. R. ein langfristig nur unvollständiger „pass-through“ festgestellt.⁶ Der empirischen Literatur zufolge kann also zumindest die Preiselastizität der Exportnachfrage Deutschlands sicherlich nicht als unendlich groß angenommen werden, womit die terms of trade für Deutschland auch nicht exogen sein können. Das Inland wird dementsprechend im folgenden als groß in bezug auf den Exportgütermarkt modelliert, jedoch als klein in bezug auf den Importgütermarkt. Es hat also endogene terms of trade, weil es den Weltmarktpreis seines Exportgutes beeinflussen kann, den Weltmarktpreis seines Importgutes allerdings nicht.

Nach Stein / Sauernheimer ist der Preis importierter Rohstoffe, v. a. von Rohöl, eine wesentliche Determinante der deutschen terms of trade.⁷ Wenn die terms of

⁴ Vgl. Goldstein / Khan [1985], v. a. Tab. 4.1, S. 1078. Empirische Untersuchungen zu deutschen Importangebotselastizitäten lagen ihnen nicht vor; vgl. Fußnote 65, S. 1087. Vgl. außerdem Hooper / Marquez [1995], die ausschließlich geschätzte Nachfrageelastizitäten auf-führen.

⁵ Das Resultat der Abwertung (Aufwertung) wäre das gleiche, wenn die Preiselastizitäten des Importangebots und der Exportnachfrage nicht unendlich groß und statt dessen die Preiselastizitäten der Importnachfrage und des Exportangebots gleich Null wären. Da sich unsere Untersuchung aber auf die lange Frist konzentriert, erscheint diese Möglichkeit aber als höchst unplausibel. Auch empirisch spricht kaum etwas für diesen Fall; vgl. Goldstein / Khan, Tab. 4.1, S. 1079, und v. a. Tab. 4.5, S. 1088.

⁶ Vgl. Goldstein / Khan [1985], v. a. Tab. 4.6, S. 1090. Selbst bei den Importpreisen wird dort gerade für Deutschland (z. T. im Unterschied zu allen anderen Staaten) ein unvollständiger „pass-through“ ausgewiesen. Auch Hung / Kim / Ohno [1993] ermitteln mit Hilfe von Ko-integrations- und Impuls-Antwort-Analyse bezüglich der deutschen Exportpreise auch langfristig nur einen weit unterproportionalen „pass-through“, vgl. v. a. Tab. 6, S. 19. Diese Analyse leidet allerdings darunter, daß die empirischen Ergebnisse z. T. unplausibel sind und von den Verfassern nicht im einzelnen begründet werden.

trade nun als endogen modelliert werden, sollte ein entsprechender Relativpreis als exogene Variable im Modell berücksichtigt werden. Deshalb soll das bisher vorgestellte allgemeine Modell im folgenden um ein drittes gehandeltes Gut, einen Rohstoff, erweitert werden. Dieser Rohstoff sei ein notwendiger Input in der Produktion des im Inland hergestellten Konsum- / Exportgutes. Es wird angenommen, daß es keine Vorkommen dieses Rohstoffes im Inland gibt, er also importiert werden muß.⁸ Das Modell umfaßt damit zwei Importgüter, ein Konsumgut und einen Rohstoff. Auf beiden Importgütermärkten sei die Modellvolkswirtschaft als klein angenommen.

II. Ein NATREX-Modell mit importiertem Rohstoff

Die Idee der Integration eines importierten Rohstoffs in ein NATREX-Modell geht auf Sauernheimer / Grassinger [1995] zurück. Die folgende Darstellung orientiert sich z. T. an ihrem Beitrag, geht z. T. aber auch darüber hinaus.

Zunächst ist die bisher verwendete Produktionsfunktion⁹ $Y = F(K, L; u)$ (bzw. die Pro-Kopf-Produktionsfunktion $Y = f(K; u)$) um den zusätzlichen Input, den Rohstoff N , zu erweitern:

$$(23) \quad Q = Q(K, L, N; u)$$

mit

N = im Produktionsprozeß eingesetzte Menge des importierten Rohstoffs.

Zur Vereinfachung sei angenommen, daß der Output Q mit einer fixen Inputmenge N hergestellt werde:

$$(24) \quad N = aQ \quad \text{mit} \quad a > 0.$$

Diese Vereinfachung erlaubt es uns, auf die explizite Modellierung von Substitutionsprozessen zwischen N und den übrigen Inputfaktoren¹⁰ als Folge von Relativ-

⁷ Vgl. Stein / Sauernheimer [1996], S. 103 und S. 120. Die Bedeutung der Preise und Mengen von Rohstoffimporten für die Entwicklung realer Wechselkurse wurde schon früher immer wieder betont; vgl. z. B. Krugman [1990], Yoshikawa [1990] oder Zhou [1995].

⁸ Alternativ kann dieses neu ins Modell eingeführte Gut auch als Vorprodukt interpretiert werden, das im Inland (in Deutschland) nicht zum Weltmarktpreis hergestellt werden kann. Dabei könnte es sich z. B. um ein Vorprodukt mit hohem Rohstoffanteil handeln oder um eines, dessen Herstellung einen hohen Einsatz vergleichsweise unqualifizierter Arbeit erfordert.

⁹ In diesem Unterkapitel bezeichne F eine Produktionsfunktion statt der Nettoauslandsverschuldung.

¹⁰ Für einen solchen Substitutionsprozeß wird hier freilich nur K in Betracht kommen, da L in NATREX-Modellen ja konstant ist.

preisänderungen zu verzichten. Statt dessen können so Änderungen des relativen Rohstoffpreises sowie Änderungen des Inputkoeffizienten a jeweils als exogene Störungen behandelt werden.

Nach (24) kann Q als limitationale Produktionsfunktion geschrieben werden:¹¹

$$(25) \quad Q = \min \left[F(K, L; u); \frac{N}{a} \right] \quad (\text{vgl. Abb. 1}).$$

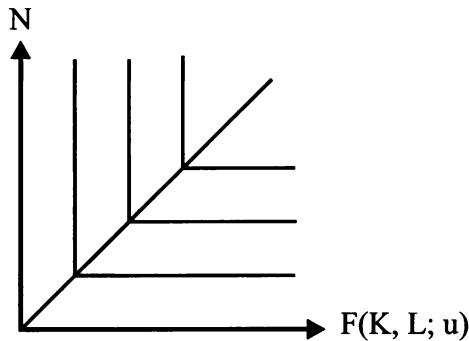


Abb. 1: In N und $F(K, L; u)$ limitationale Produktionsfunktion im F - N -Raum

Die Funktion F habe weiterhin die üblichen Eigenschaften; insbesondere gelte neben der linearen Homogenität weiterhin

$$\frac{\partial F}{\partial K} > 0; \frac{\partial^2 F}{\partial K^2} < 0; \frac{\partial F}{\partial L} > 0; \frac{\partial^2 F}{\partial L^2} < 0.$$

Bei effizienter Produktion gilt nach (25):

$$(26) \quad F(K, L; u) = \frac{N}{a} \\ \Leftrightarrow N = aF(K, L; u).$$

Gemäß den Eigenschaften der Funktion F gilt somit

$$\frac{\partial N}{\partial a} > 0; \frac{\partial N}{\partial u} > 0 \text{ und } \frac{\partial N}{\partial K} > 0; \frac{\partial^2 N}{\partial K^2} < 0 \text{ (sowie } \frac{\partial N}{\partial L} > 0; \frac{\partial^2 N}{\partial L^2} < 0).$$

Der Expansionspfad in einem K - N - (bzw. L - N -)Koordinatensystem ist damit konvex:

¹¹ Der Inputkoeffizient von $F(K, L; u)$ sei in der Funktion F enthalten.

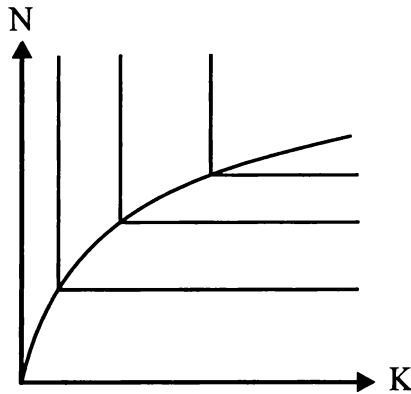


Abb. 2: In N und $F(K, L; u)$ limitationale Produktionsfunktion im K - N -Raum

Der Rohstoffeinsatz wird mit steigendem Kapital- (bzw. Arbeits-)einsatz nur unterproportional zunehmen, weil bei Konstanz des dritten Inputfaktors (Arbeit bzw. Kapital) auch die Outputmenge nur unterproportional zunimmt.

Nun ist das Bevölkerungswachstum annahmegemäß gleich Null und das Arbeitsangebot konstant. Dem Kapitalstock ist es in NATREX-Modellen nur in der langen Frist möglich zu variieren.¹² Damit ist die produzierte Menge des Inlands-guts festgelegt durch¹³

$$(27) \quad Q = F(K; L, u) \quad \text{bzw.} \quad Q = f(K; u) ,$$

eine Produktionsfunktion, deren Eigenschaften denen von $Y(K; u)$ entsprechen.

Da das Inland am Welt-Rohstoffmarkt klein ist, kann es jede gewünschte Menge des Rohstoffs zum gegebenen Weltmarktpreis importieren. Die im Produktionsprozeß eingesetzte Rohstoffmenge kann also als Residuum über Gleichung (26) bestimmt werden. Selbst bei einer Steigerung der Rohstoffeffizienz, also einer Verringerung des Inputkoeffizienten a , wird es bei konstantem Kapitalstock und konstantem Arbeitseinsatz zunächst ausschließlich zu einer proportionalen Verringerung des Rohstoffimports und -einsatzes kommen, ohne daß die Outputmenge ansteigt. Freilich werden mit gesteigerter Rohstoffeffizienz die Investitionen angeregt werden, weshalb langfristig der Kapitalstock und damit auch Output und Rohstoffeinsatz steigen.¹⁴ Entscheidend ist in diesem Zusammenhang jedoch v. a., daß

¹² Vgl. dazu die Erläuterungen zur Dynamik des Modells in Kapitel C. V.

¹³ Q und N können im folgenden wegen der angenommenen Konstanz von L natürlich – wie andere Variablen auch – sowohl als absolute wie auch als Pro-Kopf-Größen interpretiert werden. Die partiellen Ableitungen beider Variablen bleiben davon wegen der linearen Homogenität von F selbstverständlich unberührt.

die produzierte Menge des Inlandsgutes Q erst dann variiert, wenn der Ausdruck $f(K; u)$, d. h. also der Kapitalstock, sich ändert. Wenn man also die Bestimmungsfaktoren der Investitionstätigkeit geeignet modifiziert, kann die Produktionsfunktion (25) auf (27) reduziert werden.

Die Einbeziehung eines importierten Rohstoffs wirkt sich unmittelbar auf einige andere Aggregate des Modells aus: Zunächst einmal ist die Handelsbilanz um den Wert der Rohstoff-Importe zu erweitern:

$$\begin{aligned}
 (28) \quad B &= X - M - \frac{p_N}{p_Q} N \\
 &= X - M - a \frac{p_N}{p_Q} Q \\
 &= X - M - a \frac{p}{R} Q
 \end{aligned}$$

mit

M = Importwert des im Ausland produzierten Konsumguts in Einheiten des Exportguts,
 p_N = Geldpreis des importierten Rohstoffs in Inlandswährung,
 p_Q = Geldpreis des Exportguts, also des im Inland produzierten Konsumguts, in Inlandswährung.

p_N/p_Q bezeichnet demgemäß den Relativpreis des importierten Rohstoffs in Einheiten des Exportguts.¹⁵ Teilt man nun p_N und p_Q durch den in Inlandswährung ausgedrückten Weltmarktpreis des importierten Konsumguts, p_M , erhält man

$$\frac{p_N}{p_Q} = \frac{\frac{p_N}{p_M}}{\frac{p_Q}{p_M}} = \frac{p}{R}$$

mit

p = Preis des importierten Rohstoffs in Einheiten des importierten Konsumguts.

Man beachte, daß der reale Wechselkurs R hier das Verhältnis des Preises des im Inland produzierten und z. T. exportierten Konsumguts zu dem Preis des im Ausland produzierten und z. T. importierten Konsumguts beschreibt. Der Preis importierter Rohstoffe geht nicht in die Berechnung von R mit ein. Hier und im folgenden wird also ein etwas eingegengtes, nicht ganz so umfassendes Konzept des realen Wechselkurses zugrunde gelegt wie bisher. Da das Inland auf den beiden Importgütermärkten klein, auf dem Exportgütermarkt jedoch groß ist, ist das Preisverhältnis p für das Inland exogen, der reale Wechselkurs R jedoch endogen.

¹⁴ Diese Zusammenhänge werden nach den evtl. notwendigen Modifikationen der übrigen Gleichungen noch einmal im einzelnen dargestellt.

¹⁵ Gleichung (28) erweckt vielleicht den Eindruck, daß der Relativpreis zwischen importierten und exportierten Konsumgütern außer acht gelassen wurde. Dies ist nicht der Fall: Wie sich im folgenden zeigen wird, kommt dieser Relativpreis im realen Wechselkurs, R , zum Ausdruck, und R ist gemäß Gleichung (22) einer der Bestimmungsfaktoren von X und M .

Neben der Handelsbilanz ist auch der Realeinkommensbegriff, Y , zu modifizieren. Bei einer solchen Produktionsstruktur ist das nominale Bruttoinlandsprodukt definiert als

$$BIP^{nom} = p_Q Q - p_N N.$$

Das reale Bruttoinlandsprodukt, ausgedrückt in Einheiten des Exportguts, ist daher

$$\begin{aligned} (29) \quad BIP = Y &= Q - \frac{p_N}{p_Q} N \\ &= Q - a \frac{p_N}{p_Q} Q \\ &= \left(1 - a \frac{p_N}{p_Q}\right) Q \\ &= \left(1 - a \frac{p}{R}\right) Q \end{aligned}$$

mit $a \frac{p}{R} < 1$, weil die Produktion anderenfalls eingestellt würde.

Die Sparfunktion (21) ist entsprechend anzupassen.

Es ist schon angedeutet worden, daß schließlich auch die Investitionsfunktion modifiziert werden muß. Auf die Art der Modifikation weist schon Gleichung (29) hin: Will man die Produktion Q ausdehnen, muß jeweils ein Anteil von $a p/R$ des zusätzlichen Outputs für den Import zusätzlicher Rohstoffe aufgebracht werden. Dies gilt selbstverständlich auch für eine Produktionsausdehnung, die auf eine Steigerung der Grenzproduktivität des Kapitals zurückzuführen ist. Statt der Grenzproduktivität des Kapitals, $\partial Q/\partial K$, ist hier also eine „Netto“-Grenzproduktivität des Kapitals, $(1 - a \frac{p}{R}) \frac{\partial Q}{\partial K}$, zusammen mit dem Realzins dafür maßgeblich, ob eine zusätzliche Investition gewinnmaximierend ist oder nicht. Deshalb wird die Höhe der gewünschten Investitionen jetzt nicht mehr nur vom Kapitalstock, K , dem Produktivitätsparameter, u , und dem Realzins, r , sondern auch von dem Inputkoeffizienten des Rohstoffs, a , dem Relativpreis des Rohstoffs, p , und dem realen Wechselkurs, R , bestimmt.¹⁶

$$(30) \quad I = I(q) = I\left(K, r, u, a \frac{p}{R}\right)$$

$$\text{mit } \frac{\partial I}{\partial a} < 0; \frac{\partial I}{\partial p} < 0; \frac{\partial I}{\partial R} > 0.$$

Nach Gleichung (29) wird das Realeinkommen des Inlands von Variationen des Inputkoeffizienten für Rohstoffe, des relativen Rohstoffpreises und des realen Wechselkurses beeinflusst, die Produktion aber nach Gleichung (27) nicht, zumin-

¹⁶ Eine exakte Herleitung des Tobinschen q unter Berücksichtigung des importierten Rohstoffs gemäß (29) findet sich in Anhang I.

dest nicht unmittelbar. Die modifizierte Investitionsfunktion macht jedoch deutlich, daß derartige Störungen das Investitionsverhalten verändern, was langfristig den Kapitalstock und damit auch die Produktion beeinflusst.

Da die in der inländischen Produktion eingesetzte Rohstoffmenge im Modell nur ein Residuum ist, also für die Entwicklung des realen Wechselkurses keine größere Rolle spielt, wird sie bei Betrachtung der Störungen kaum angesprochen werden. Deshalb soll an dieser Stelle kurz illustriert werden, wie der Rohstoffeinsatz auf einige Störungen im Produktionsbereich reagiert.

1) Anstieg des Produktivitätsparameters u

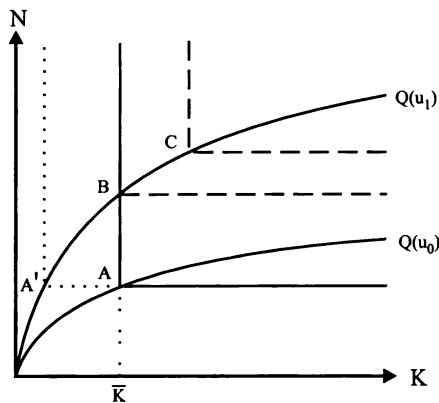


Abb. 3: Produktivität und Rohstoffeinsatz

Bei einem exogenen Anstieg der Produktivität von u_0 auf u_1 kann bei konstantem Kapitalstock c. p. ein höherer Output hergestellt werden. Bei konstantem Rohstoff- und Arbeitseinsatz entspricht die produzierte Menge in Punkt A (vgl. Abb. 3) vor der Störung der Produktion in Punkt A' nach der Störung. Nun wird jedoch der Kapitalstock erst langfristig sein ursprüngliches Niveau $\bar{K}$ verlassen können. Da sich der Expansionspfad von $Q(u_0)$ auf $Q(u_1)$ verschoben hat, ist Produktionspunkt A jedoch nicht mehr effizient. Der Output kann bei konstantem Inputkoeffizienten für N , a , gemäß Gleichung (25) nur erhöht werden, wenn auch der Rohstoffeinsatz steigt. Nach der Störung werden also die Rohstoffimporte proportional zu der Outputsteigerung zunehmen: In Abb. 3 wird statt in A nun in Punkt B produziert werden. Da mit steigender Grenzproduktivität des Kapitals auch Investitionen angeregt werden, wird langfristig auch der Kapitalstock zunehmen.¹⁷ Um die mit dem

¹⁷ Die langfristige Zunahme des Kapitalstocks ist wahrscheinlich, in diesem NATREX-Modell aber nicht unvermeidlich. Dies liegt daran, daß sich die Inlandswährung infolge dieser Störung mittelfristig real abwerten kann, was Desinvestitionen induziert. Vgl. die rigorose Analyse in Kapitel C. VI. 2.

steigenden Kapitalstock mögliche Produktionsausdehnung auch verwirklichen zu können, muß der Rohstoffeinsatz in der Produktion erneut ausgedehnt werden (allerdings wegen $\partial^2 f / \partial K^2 < 0$ nur unterproportional zur Vergrößerung des Kapitalstocks). Der optimale Produktionspunkt wird sich also auf dem neuen Expansionspfad $Q(u_1)$ in Abb. 3 von B nach C bewegen. Fazit: Der Rohstoffeinsatz nimmt bei einem Anstieg der Produktivität innerhalb von f sowohl mittelfristig als auch (zusätzlich noch) langfristig zu.¹⁸

2) Steigerung der Rohstoffeffizienz

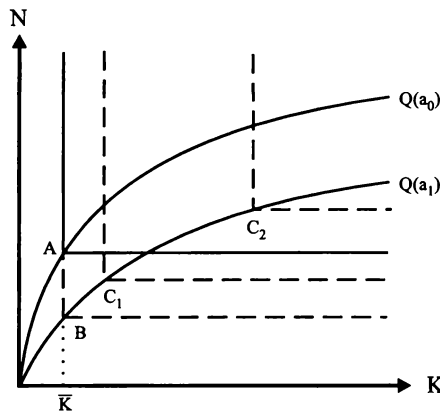


Abb. 4: Rohstoffeffizienz und Rohstoffeinsatz

Eine Steigerung der Rohstoffeffizienz entspricht einer Verringerung des Inputkoeffizienten a . Da die Produktion über (27) festgelegt ist, ein Ausdruck, der von a unabhängig ist, muß der Rohstoffeinsatz proportional zur Steigerung der Rohstoffeffizienz, also zur Verringerung von a sinken: Der Produktionspunkt verlagert sich bei konstantem Output in Abb. 4 von A nach B. Eine höhere Produktion erlauben der definitionsgemäß konstante Arbeitseinsatz und der mittelfristig konstante Kapitalstock bei gegebenen Grenzproduktivitäten dieser Faktoren einfach nicht. Da aber durch die höhere Rohstoffeffizienz gemäß (30) höhere Investitionen veranlaßt werden, wird auch bei dieser Störung langfristig der Kapitalstock anwachsen. Damit wird auch eine Ausdehnung der Produktion möglich, sofern auch die Rohstoffimporte erhöht werden. Langfristig wird also ein Produktionspunkt wie C_1 oder C_2 erreicht werden, in dem der inländische Kapitalstock und die inländische Produktion gegenüber ihrem ursprünglichen Wert in A gestiegen sind. Ob allerdings die Steigerung der Rohstoffeffizienz schließlich zu einem hö-

¹⁸ Letzteres allerdings nicht zwangsläufig, da auch der Kapitalstock langfristig nicht unbedingt zunehmen muß; vgl. die vorhergehende Fußnote. Beachte: Auch der mittelfristige Effekt ist dabei kein vorübergehender, sondern ein permanenter!

heren (in C_2) oder zu einem niedrigeren Rohstoffeinsatz (in C_1) führt, läßt sich a priori nicht feststellen.¹⁹

Auch bei der Beschreibung der Auswirkungen dieser Störungen dürfte deutlich geworden sein, daß der Rohstoffeinsatz in diesem Modell ein Residuum darstellt: Für $f(K; u) < N/a$ wird N sinken, für $f(K; u) > N/a$ wird N steigen, bis die Produktion wieder effizient ist.

III. Zusammenfassende Darstellung der Modellgleichungen

Das in den eingangs erwähnten vier grundlegenden Gleichungen zusammengefaßte NATREX-Modell für Deutschland stellt sich nun wie folgt dar:²⁰

(31) Gütermarktgleichgewichtsbedingung

$$\begin{aligned} S\left(K, F, r; a \frac{P}{R}; \rho, u\right) - I\left(K, r; a \frac{P}{R}; u\right) &= CA(K, F, R, r; K^A, a, p, \rho, \rho^A, \tau, \tau^A, u) \\ \Leftrightarrow \left(1 - a \frac{P}{R}\right) Q(K; u) - rF - C(K, F, r; \rho) - I\left(K, r; a \frac{P}{R}; u\right) \\ &= X(R; K^A, \rho^A, \tau^A) - M(R, F, K; \rho, \tau) - a \frac{P}{R} Q(K; u) - rF \end{aligned}$$

mit $0 < a \frac{P}{R} < 1$;

(32) = (15) Konvergenz der Realzinsen

$$\frac{d(r - r^A)}{dt} = -\nu(r - r^A)$$

mit $\nu > 0$;

¹⁹ Nach (24) ist $N = aQ$. Eine Variation von a wirkt also langfristig auf N gemäß $\partial N^*/\partial a = Q + a(\partial Q/\partial a)$; langfristig gilt aber $\partial Q/\partial a = (\partial Q/\partial K)(\partial K^*/\partial a) < 0$ (vgl. Kapitel C. VI. 3.). Damit ist das Vorzeichen von $\partial N^*/\partial a$ unbestimmt.

²⁰ Es lehnt sich damit an das Modell von *Sauernheimer/Grassinger* [1995] an, unterscheidet sich von ihm aber doch in vielfacher Hinsicht: So vernachlässigen *Sauernheimer/Grassinger* die Rückwirkungen einer Veränderung des realen Wechselkurses auf die Investitionen, was die Aussagen des Modells stark beeinflusst. Darüber hinaus modellieren sie den Konsum in Abhängigkeit vom Realeinkommen. Dieser Effekt ist jedoch mit der Verwendung der Mertonischen Konsumfunktion nicht zu vereinbaren und wird deshalb hier weggelassen. Exogene Variablen, deren Variation mittelfristig nur auf die Leistungsbilanz wirkt, so z. B. K^A , ρ^A , τ , τ^A , werden von *Sauernheimer/Grassinger* nicht berücksichtigt. Auch den Einfluß von Variationen des Rohstoff-Inputkoeffizienten auf das Modell untersuchen sie nicht.

(33) = (30) Kapitalakkumulation

$$\frac{dK}{dt} = I(q) = I\left(K, r; a \frac{p}{R}; u\right);$$

(34) Nettokapitalimporte

$$\frac{dF}{dt} = I\left(K, r; a \frac{p}{R}; u\right) - S\left(K, F, r; a \frac{p}{R}; \rho, u\right).$$

Die Vorzeichen aller partiellen Ableitungen finden sich überblicksartig noch einmal in Anhang II. 3.

Das Modell enthält folgende exogene Variablen: den inländischen Produktivitätskoeffizienten u , die inländische und die ausländische Zeitpräferenzrate ρ und ρ^A , den realen Weltkapitalmarktzins r^A , das Preisverhältnis importierter Rohstoffe zu importierten Konsumgütern p , den Kapitalstock des Auslandes K^A , Geschmackssparameter im In- und Ausland (τ und τ^A) sowie den Inputkoeffizienten für den Einsatz des importierten Rohstoffs in der inländischen Produktion a . Diese exogenen Variablen werden im folgenden gelegentlich im Vektor Z zusammengefaßt. Im Modell werden endogen der gleichgewichtige reale Wechselkurs R , der inländische reale Kapitalmarktzins r , der Kapitalstock des Inlands K sowie die Höhe der Auslandsverschuldung des Inlands F bestimmt, implizit jedoch auch Größen wie Produktion Q , Konsum C , Ersparnis S , Investition I , Menge des Rohstoffeinsatzes N und Leistungsbilanz CA .

IV. Der Weg zum mittelfristigen Gleichgewicht

Für die mittlere Frist kann man sich die Überlegung zunutze machen, daß die (endogenen) Bestandsvariablen K und F erheblich langsamer auf Störungen reagieren werden als R und r . K und F können deshalb als mittelfristig vorherbestimmte Variablen betrachtet werden.²¹ Es gilt also mittelfristig $dK/dt = 0$ und $dF/dt = 0$, womit sich das Modell dann auf die Gleichungen (31) und (32) reduziert. In den Abb. 5 und 6 werden die beiden Gleichungen des kurz- bis mittelfristigen Systems (31) und (32) in einem $(r; R)$ -Koordinatensystem – vereinfacht als Geraden – graphisch dargestellt.

²¹ Da K und F im Gleichungssystem (31) bis (34) jedoch mit R und r interdependent verbunden sind, ist dieser Schritt nicht exakt, sondern eine – wenn auch gut begründete – Approximation.

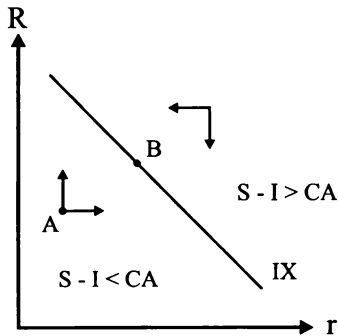


Abb. 5: Die IX-Gerade

Die negative Steigung der aus Gleichung (31) abgeleiteten Kurve IX in Abb. 5 läßt sich wie folgt erklären:²² Ausgehend von Punkt B führt ein Realzinsanstieg im Inland einerseits über eine Verringerung des Konsums zu höherer Ersparnis,²³ andererseits zu verringerten Investitionen. Beide Effekte resultieren in einem Anstieg der Nettokapitalexporte (Sinken der Nettokapitalimporte), die nun den Wert des Leistungsbilanzüberschusses übersteigen (den Wert des Leistungsbilanzdefizits unterschreiten). Diese Situation entspricht einem Angebotsüberhang am inländischen Gütermarkt sowie einem Angebotsüberhang an Inlandswährung. Rechts von IX gilt also $(S - I) > CA$, links von IX entsprechend $(S - I) < CA$. Um wieder ins Zahlungsbilanz- und Gütermarktgleichgewicht zurückzugelangen, muß sich die Inlandswährung real abwerten (der reale Wechselkurs R sinken), denn dadurch wird eine Verbesserung der Leistungsbilanz induziert, die so lange anhält, bis der Leistungsbilanzüberschuß (das Leistungsbilanzdefizit) wieder den Nettokapitalexporten (Nettokapitalimporten) entspricht. Ebenso läßt sich argumentieren, daß die Verbesserung der Leistungsbilanz die Gesamtnachfrage am inländischen Gütermarkt in die Höhe treibt, bis der Angebotsüberhang wieder ausgeglichen ist.

Die reale Abwertung hat im Modell jedoch nicht nur Auswirkungen auf die Leistungsbilanz, sondern auch auf die Kapitalbilanz: Die reale Abwertung verteuert die Rohstoffimporte des Inlands. Damit sinkt die Nettogrenzproduktivität des Kapitals, weshalb sich die inländische Investitionstätigkeit verringert. Dies induziert zusätzliche Nettokapitalexporte, reduziert also die inländische Gesamtnachfrage. Überwoge dieser *Investitionseffekt* den oben geschilderten *Leistungsbilanzeffekt* (was aber annahmegemäß ausgeschlossen wird, s. u.), wäre bei $(S - I) > CA$ im Unterschied zum vorher gesagten eine reale Aufwertung, bei $(S - I) < CA$ eine

²² Zur mathematischen Herleitung der Steigung, s. Anhang II. 4.

²³ Sollte es dagegen zu einem Konsumanstieg und damit zu einem Rückgang der Ersparnis kommen, wird dieser annahmegemäß geringer sein als der Rückgang der Investitionen. Vgl. Kapitel B. III. 1.

reale Abwertung erforderlich, um wieder Gütermarktgleichgewicht herzustellen. Damit hätte IX eine positive Steigung.

Schließlich ist noch ein weiterer Effekt der realen Abwertung zu erwähnen: Die mit der realen Abwertung einhergehende Verteuerung der Rohstoffe verschlechtert die in Einheiten des Inlandsguts gemessene Leistungsbilanz und senkt so die gesamtwirtschaftliche Nachfrage im Inland. Weil man aber vom Wert der Produktion den Wert der nun teureren importierten Vorleistungen abziehen muß, um das BIP zu erhalten, wird auch das ebenfalls in Einheiten des Inlandsguts gemessene BIP im Inland und damit auch das reale Angebot sowie die reale Ersparnis definitionsgemäß in genau dem Umfang der Leistungsbilanzverschlechterung sinken. Das Gütermarktgleichgewicht bleibt von diesem Effekt deshalb ebenso unberührt wie die Steigung von IX. Nichtsdestotrotz wird sich zeigen, daß dieser mittelfristige Effekt langfristige Auswirkungen hat, weil er über die Variation der Ersparnis bzw. der Leistungsbilanz die Höhe der Auslandsverschuldung verändert.

Es ist nun zu fragen, ob der beschriebene Anpassungsmechanismus über den Leistungsbilanzeffekt bei Tendenzen zu Ungleichgewichten am inländischen Gütermarkt tatsächlich in Gang gesetzt wird. Die Modellgleichungen treffen dazu keine Aussage. Eine kurzfristige Dynamik ist nicht modelliert.²⁴ Folgende Überlegung macht jedoch die notwendige stabilisierende Reaktion des realen Wechselkurses plausibel: Besteht z. B. die Tendenz dazu, daß der gewünschte Leistungsbilanzüberschuß größer ist als der gewünschte Nettokapitalexport ($CA > (S - I)$, s. Abb. 5, Punkt A), entsteht eine Überschußnachfrage nach Inlandsgütern, deren Spiegelbild eine Überschußnachfrage nach Inlandswährung ist. Ersteres wird bei der unterstellten Vollausslastung der Kapazitäten zu einem Anstieg des Inlandspreisniveaus führen,²⁵ letzteres in einem System flexibler Wechselkurse zu einer nominalen Aufwertung der Inlandswährung, bei fixierten Wechselkursen zu einem Anstieg der Währungsreserven bei der inländischen Notenbank, zu einer Zunahme der Geldmenge pro Bruttoinlandsprodukt und damit zu einer monetären Alimentierung des gestiegenen inländischen Preisniveaus. Unabhängig von der Art des Wechselkurssystems wird also eine reale Aufwertung der Inlandswährung die Folge sein, womit Gütermarkt- und Zahlungsbilanzgleichgewicht aufrechterhalten werden. Da jedoch Güterpreise weit weniger reagibel sind als nominale Wechselkurse, ist in Fixkurssystemen mit einer erheblich geringeren Anpassungsgeschwindigkeit zu rechnen als bei flexiblen Wechselkursen. In jedem Fall bleibt festzuhalten, daß der reale Wechselkurs die zentrale Variable im Anpassungsmechanismus an internes und externes Gleichgewicht ist.

Das mittelfristige Gleichgewicht ist jedoch nicht nur durch Gütermarktgleichgewicht und Zahlungsbilanzausgleich, sondern auch durch Portfolio-Gleichgewicht

²⁴ Deshalb sind die Richtungspfeile in Abb. 5 auch nicht aus dem formalen Modell ableitbar. Die vertikalen Richtungspfeile werden im folgenden verbal erklärt, die horizontalen im Anschluß an die Beschreibung von Abb. 6.

²⁵ Zwischen den Ländern einer Währungsunion bleibt dies die einzige Anpassung, die aber natürlich für die reale Aufwertung hinreichend ist.

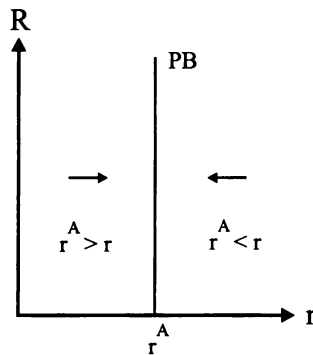


Abb. 6: Die PB-Gerade

gekennzeichnet. Letzteres liegt dann vor, wenn der inländische Realzins gegen den realen Weltmarktzins konvergiert ist und damit (14), also $r = r^A$ gilt. Der reale Weltmarktzins r^A ist jedoch unabhängig vom realen Wechselkurs R , weshalb Portfolio-Gleichgewicht in Abb. 6 durch eine senkrechte Gerade, PB, gekennzeichnet ist. Links davon ist der inländische Realzins niedriger als der Weltmarktzins, was dazu führt, daß Inländer wie Ausländer im Inland Kredite aufnehmen und im Ausland ihre Ersparnisse anlegen, weshalb das Kapitalangebot im Inland geringer ist als die Kapitalnachfrage.²⁶ Dieses Ungleichgewicht treibt den Preis für Kapital, den Realzins r , in die Höhe, bis er sich an das reale Zinsniveau auf dem Weltmarkt angepaßt hat. Die Anpassungsgeschwindigkeit richtet sich dabei nach der Höhe von ν .

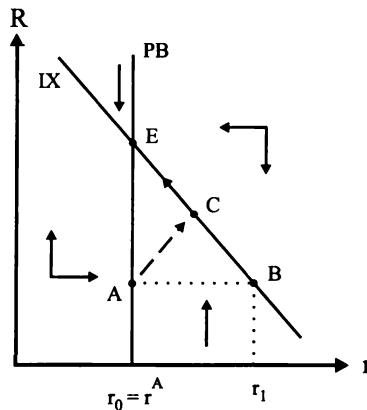


Abb. 7: Mittelfristiges Gleichgewicht

²⁶ Auch diese kurzfristige dynamische Reaktion ist nicht eigentlich modelliert. So hängt die Kapitalbilanz nach (31) nicht von einer Realzinsdifferenz zum Ausland ab. Es ist aber daran zu erinnern, daß NATREX-Modelle für die mittlere bis lange Frist konzipiert wurden.

Der NATREX-Ansatz schließt jedoch keineswegs aus, daß es kurzfristig zu signifikanten Realzinsdifferenzen zwischen In- und Ausland kommt.²⁷ Dies wird besonders evident, wenn wir eine Störung betrachten, die die Kapitalbilanz beeinflusst. Es sei angenommen, die inländische Volkswirtschaft gerate nach einer Störung der Kapitalbilanz in den Punkt A in Abb. 7, in dem bei ausgeglichener Leistungsbilanz die gewünschte inländische Ersparnis geringer sei als die gewünschten inländischen Investitionen. Der reale Wechselkurs reagiere zunächst nicht, z. B. weil der nominale Wechselkurs fixiert ist und die Preise (aus welchen Gründen auch immer) rigide sind. Da die Anpassung über den realen Wechselkurs kurzfristig nicht möglich ist, übernimmt in einem solchen Fall vorübergehend der Realzins die Anpassungslast: Da die Investitionen größer sind als die Ersparnis und ausländisches Kapital erst allmählich beginnt ins Inland zu fließen, bestünde in A eine Überschußnachfrage nach Kapital, die den Realzins in die Höhe triebe, bis B erreicht würde. Die hohen inländischen Realzinsen induzieren freilich mit der Zeit immer stärkere Nettokapitalimporte, die den Realzins gemäß (32) wieder aufs Weltmarktniveau hinunterdrücken. Gleichzeitig wird nun auch der reale Wechselkurs beginnen zu steigen, bis schließlich E erreicht wird.

Gerät die Volkswirtschaft nach A nicht infolge einer Störung der Kapitalbilanz, sondern infolge einer Störung der Leistungsbilanz (z. B. nach einer Geschmacksverlagerung im Ausland hin zu inländischen Produkten), ist ebenfalls ein Realzinsanstieg möglich. In A herrsche nun also Leistungsbilanzüberschuß bei geplant ausgeglichener Kapitalbilanz. Da nun aber wegen der höheren Exporte bei konstanter Produktion für Inlandskonsum und -investition weniger Güter zur Verfügung stehen, muß die Investition sinken und /oder die Ersparnis steigen, obwohl die Wirtschaftssubjekte lieber mehr konsumiert und investiert hätten. Eine geringere gewünschte Ersparnis (Kapitalangebot) und höhere gewünschte Investitionen (Kapitalnachfrage) als möglich entsprechen aber einer Überschußnachfrage nach Kapital, deren Resultat ein Realzinsanstieg wäre.

Eine exakte Aussage über den Anpassungspfad von A nach E in Abb. 7 kann aber nicht getroffen werden, weil der NATREX-Ansatz die kurzfristige Dynamik nicht formal modelliert. Es wird lediglich verbal darauf hingewiesen, daß es (z. B. auch infolge von Störungen des Modells) zu Abweichungen des inländischen Realzinsatzes von dem am Weltmarkt kommen kann, die aber gemäß (32) bis zum Abschluß der mittleren Frist wieder eliminiert werden. Je nachdem wie flexibel der reale Wechselkurs kurzfristig reagiert, können Pfade wie ABE, ACE oder AE resultieren. Je inflexibler er ist, desto größer werden freilich die kurzfristigen Realzinsdifferenzen.²⁸ Es sollte jedoch noch einmal betont werden, daß nichtsdestoweniger der reale Wechselkurs letzten Endes die gesamte Anpassungslast trägt, da der

²⁷ Das folgende erklärt auch die horizontalen Richtungspfeile in Abb. 5.

²⁸ So scheint Stein, vgl. z. B. [1995], S. 63, eine unmittelbare Reaktion des realen Wechselkurses auf Variationen von Z , K und F auszuschließen, denn er geht von einem Pfad wie ABE in Abb. 7 aus.

inländische Realzins mittelfristig vom realen Weltkapitalmarktzins fixiert ist. Realzinsdifferenzen können nur vorübergehend den Anpassungsdruck vermindern.²⁹

Was wäre nun die Folge z. B. einer Störung der Kapitalbilanz, wenn man annimmt, daß der Investitionseffekt einer Variation des realen Wechselkurses den Leistungsbilanzeffekt überkompensiert? Oben wurde gezeigt, daß die IX-Kurve dann eine positive Steigung hätte. Die Ökonomie befinde sich z. B. in einem Punkt wie A in Abb. 7, wobei die IX-Kurve (gedanklich mit positiver Steigung) durch Punkt E verlaufe. Da A dann rechts der IX-Kurve liegt, sind hier die Realzinsen so hoch und damit die gesamtwirtschaftliche Absorption so gering, daß ein gesamtwirtschaftliches Überschußangebot vorliegt, $(S - I) > CA$, dessen Spiegelbild eine Überschußnachfrage nach Auslandswährung ist. Nach den oben angestellten Überlegungen wird diese Situation aber eine reale Abwertung der Inlandswährung induzieren, im Diagramm also eine Bewegung nach unten. Die reale Abwertung hat bei Überwiegen des Investitionseffekts über den Leistungsbilanzeffekt aber eine weitere Reduktion der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage zur Folge, so daß sich die Ökonomie immer weiter von ihrem mittelfristigen Gleichgewicht in E entfernt. Schon um mittelfristige Stabilität des Systems zu gewährleisten, muß (und soll) dieser Fall ausgeschlossen werden:

Annahme 1:
$$-\frac{\partial(X - M)}{\partial R} > \frac{\partial I}{\partial R} .$$

Im Unterschied zur bisher besprochenen kurzfristigen Dynamik kann das mittelfristige Gleichgewicht (14), (36) aus (31) und (32) auch formal bestimmt werden: Löst man Gleichung (31) nach R auf, läßt sich das kurz- bis mittelfristige Subsystem darstellen als

$$(35) \quad R_t = H(K_t, F_t, r_t; Z)$$

$$(32) \quad \frac{d(r_t - r^A)}{dt} = -\nu(r_t - r^A) .$$

Mittelfristiges Gleichgewicht (also ein Punkt wie E in Abb. 7) ist dann erreicht, wenn sich der Realzins im Inland an den auf dem Weltmarkt angepaßt hat und somit der reale Wechselkurs erreicht ist, der bei gegebenen exogenen Variablen (Z), gegebenem Kapitalstock und gegebener Auslandsverschuldung internes und externes Gleichgewicht aufrechterhält:

$$(14) \quad r_t = r^A$$

$$(36) \quad R_t = R(K_t, F_t; Z) \quad (\text{mit } r^A \in Z) .$$

²⁹ Ausnahme ist eine Störung, die eben in einer Variation des realen Weltkapitalmarktzins besteht.

Ein realer Wechselkurs wie $R(K, F; Z)$ wird als (mittelfristiger) „natural real exchange rate“, NATREX, bezeichnet.³⁰ Der NATREX entspricht damit – zumindest formal – den von Nurkse formulierten Anforderungen an einen gleichgewichtigen realen Wechselkurs.³¹

V. Langfristige Elemente des Modells

Das mittelfristige Gleichgewicht (14), (36) entspricht jedoch nicht zwangsläufig einem langfristigen Gleichgewicht: Solange die inländischen Nettoinvestitionen nicht gleich Null sind, wird sich nach (33) der Kapitalstock ändern, und solange nicht das inländische Investitionsvolumen der inländischen Ersparnis entspricht, wird nach (34) auch die Auslandsverschuldung nicht konstant bleiben. Variationen von K und F wiederum haben Rückwirkungen auf das mittelfristige Subsystem (35), (32).

Um einerseits bei Störungen nicht nur die unmittelbaren, sondern auch die durch Variation des mittelfristigen Gleichgewichts induzierten Auswirkungen auf die nur langfristig reagierenden Bestandsvariablen K und F zu berücksichtigen, und um andererseits auch den Rückwirkungen der Variation von K und F auf das mittelfristige Gleichgewicht Rechnung zu tragen, werden die Gleichungen des mittelfristigen Gleichgewichts, (14) und (36), in die Gleichungen (33) und (34) eingesetzt:

$$(37) \quad \frac{dK}{dt} = J(q) = J \left[K, r(r^A), a \frac{p}{R(K, F; Z)}, u \right] \\ = J(K, F; Z) \quad (\text{mit } r^A \in Z)$$

$$(38) \quad \frac{dF}{dt} = J \left[K, r(r^A), a \frac{p}{R(K, F; Z)}, u \right] - \Sigma \left[K, F, r(r^A), a \frac{p}{R(K, F; Z)}, \rho, u \right] \\ = L \left[K, F, r(r^A), a \frac{p}{R(K, F; Z)}, \rho, u \right] \\ = J(K, F; Z) - \Sigma(K, F; Z) \\ = L(K, F; Z) .$$

³⁰ Vgl. Stein [1995], S. 39.

³¹ Vgl. Nurkse [1949], S. 4–13. Dennoch scheint mir das NATREX-Konzept nicht ganz den Vorstellungen von Nurkse zu entsprechen, denn für ihn ist Gütermarktgleichgewicht nicht das einzige Kriterium für ein internes Gleichgewicht: „... define an ideal system of equilibrium rates as one that maintains the accounts of all countries simultaneously in equilibrium when all countries simultaneously are free from mass unemployment on the one hand and inflation on the other.“ (Nurkse [1949], S. 12). Diese Beschreibung trifft auf den gleichgewichtigen realen Wechselkurs NATREX sicherlich zu, aber nur deshalb, weil Arbeits- und Geldmarkt mit Verweis auf ihre Räumung in der langen Frist überhaupt nicht modelliert werden.

$J(\Sigma)$ beschreibt also die Investitionsfunktion (Sparfunktion) bei endogenen alternativen mittelfristigen Gleichgewichtswerten des realen Wechselkurses und der Realzinsen. Diese beiden Funktionen bestimmen über das System (37), (38) die langfristige Dynamik des Modells.

Um diese Dynamik analysieren zu können, ist es erforderlich, die Rückwirkungen einer Variation von K und F auf den realen Wechselkurs zu kennen.

a) Variation von K

Der mittelfristige Multiplikator für R bei Variation von K ist³²

$$\left(\frac{\partial R}{\partial K}\right) = -\frac{\frac{\partial Q}{\partial K} - \frac{\partial C}{\partial K} - \frac{\partial I}{\partial K} + \frac{\partial M}{\partial C} \frac{\partial C}{\partial K}}{-\frac{\partial I}{\partial R} - \frac{\partial(X-M)}{\partial R}} < 0.$$

Ein Anstieg des inländischen Kapitalstocks hat auf das mittelfristige Subsystem die folgenden Auswirkungen: Mit steigendem Kapitalstock steigt die Produktion im Inland ebenso wie der Konsum. Da aber annahmegemäß ($S_K > 0$, s. o.) der Produktionsanstieg den Konsumanstieg übertreffen wird, wird die Ersparnis zunehmen. Gleichzeitig induziert der gestiegene Kapitalstock sinkende Investitionen, die zusammen mit der gestiegenen Ersparnis eindeutig zu steigenden Nettokapitalexporten (sinkenden Nettokapitalimporten) führen. Dieser Tendenz zu Kapitalabflüssen steht eine tendenzielle Leistungsbilanzverschlechterung gegenüber, weil der steigende Kapitalstock über den steigenden Konsum schließlich noch anwachsende Importe hervorruft. Graphisch ist also eindeutig eine Linksverschiebung³³ der IX-Kurve die Folge des Wachstums des Kapitalstocks. Mittelfristig führt dann eine reale Abwertung der Inlandswährung gemäß den oben beschriebenen Anpassungsprozessen (also z. B. Überschußangebot an Inlandswährung, deren reale Abwertung, Leistungsbilanzverbesserung) vom alten (E_0 in Abb. 8) zum neuen mittelfristigen Gleichgewicht (E_1 in Abb. 8). Vorübergehend kann es dabei auch zu Realzinssenkungen im Inland kommen. Fazit: Ein steigender Kapitalstock führt zu einer realen Abwertung der Inlandswährung, $\partial R/\partial K < 0$.

³² Da der Realzins bei Variationen von K , F oder Z im neuen mittelfristigen Gleichgewicht dem im alten entspricht (Ausnahme davon ist eine Variation von r^A , s. Kapitel C. VI. 6.), entspricht der jeweilige mittelfristige Multiplikator für R der jeweiligen vertikalen Verschiebung der IX-Kurve.

³³ Der Ausdruck „Verschiebung“ dürfte mathematisch hier nicht ganz exakt sein, da mit der Variation von R u. U. auch die Steigung der IX-Kurve variiert. Dies hängt von der zweiten Ableitung der Gleichung (31) nach R ab, über die keine Annahmen getroffen wurden.

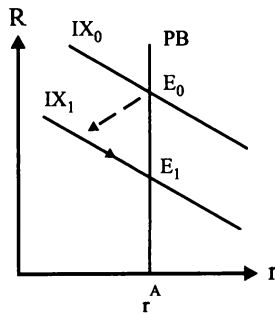


Abb. 8: Reaktion des realen Wechselkurses auf einen Anstieg des Kapitalstocks bzw. der Nettoauslandsverschuldung

b) Variation von F

Der mittelfristige Multiplikator für R bei einer Variation von F beträgt

$$\left(\frac{\partial R}{\partial F}\right) = - \frac{\left(\frac{\partial M}{\partial C} - 1\right) \frac{\partial C}{\partial F}}{-\frac{\partial I}{\partial R} - \frac{\partial(X-M)}{\partial R}} < 0.$$

Steigt die Auslandsverschuldung des Inlands, wird der Inlandskonsum reduziert und damit die inländische Ersparnis ausgedehnt. Mit dem verringerten Konsum werden auch die Importe eingeschränkt, wodurch sich die Leistungsbilanz verbessert. Da im Inland nicht ausschließlich Importgüter konsumiert werden, $\partial M / \partial C < 1$, wird der gewünschte Anstieg der Kapitalexporte die Verbesserung der Leistungsbilanz übertreffen, weshalb auch der Anstieg der Auslandsverschuldung eine Linkverschiebung der IX-Kurve zur Folge hat (s. Abb. 8). Auch hier wird also mittelfristig eine reale Abwertung der Inlandswährung resultieren, die vorübergehend von einer Realzinssenkung abgebrems werden kann. Fazit: Steigende Auslandsverschuldung des Inlands führt zu einer realen Abwertung der Inlandswährung, $\partial R / \partial F < 0$.

Exkurs: Die Korrelation von Kapitalstock und realem Wechselkurs im Modell und in der Realität

Das Ergebnis, daß die Höhe der Kapitalintensität den realen Wechselkurs negativ beeinflußt, scheint auf den ersten Blick mit der Realität nicht zu vereinbaren zu sein: Hatte doch gerade ein Land wie Japan, dessen Kapitalintensität in der Nachkriegszeit besonders drastisch gestiegen ist, gleichzeitig auch eine besonders starke reale Aufwertung seiner Währung zu verzeichnen.³⁴ Eine positive Korrelation von R und K steht aber trotz $\partial R / \partial K < 0$ aus zwei Gründen nicht im Widerspruch zum Modell:

1. Da sowohl R als auch K endogene Variablen des Modells sind, kann der Impuls auch von R statt von K ausgehen: Eine reale Aufwertung z. B. verbilligt Rohstoffimporte, erhöht so die Nettogrenzproduktivität des Kapitals, weshalb die Investitionen und damit langfristig der Kapitalstock zunehmen. Vertauscht man also die Kausalrichtung, fordert das Modell eine positive Korrelation von R und K . $\partial R/\partial K < 0$ wäre dann nur als Rückkopplung zu verstehen, die (bei Stabilität des Modells, s. u.) das System wieder ins Gleichgewicht brächte. In der Tat wird sich zeigen, daß sich der reale Wechselkurs mittelfristig bei jeder der untersuchten Störungen ändern wird, was sich auf den nur langfristig reagierenden Kapitalstock in der genannten Weise auswirken wird. Selbstverständlich wird der Kapitalstock auch in diesem Modell oft unabhängig vom realen Wechselkurs variieren. In diesen Fällen kann aber auf ein zweites Argument zurückgegriffen werden:

2. Die langfristige wirtschaftliche Entwicklung von Japan in der Nachkriegszeit war nicht nur durch eine starke reale Aufwertung und eine Steigerung der Kapitalintensität gekennzeichnet, sondern auch durch eine Zunahme der Pro-Kopf-Nettoauslandsforderungen. Es wird sich zeigen, daß die steady-state-Werte von Kapitalstock und Auslandsverschuldung sich bei jeder Störung in entgegengesetzter Richtung verändern (wenn überhaupt eine eindeutige Aussage getroffen werden kann). Es erwies sich nun aber auch, daß eine Verringerung der Auslandsverschuldung die Inlandswährung real aufwertet: $\partial R/\partial F < 0$. Wenn dieser Effekt $\partial R/\partial K < 0$ überkompensiert, steht eine positive Korrelation von R und K durchaus im Einklang mit dem Modell.

Mit der Kenntnis der Rückwirkungen von Änderungen der Bestandsvariablen K und F auf den realen Wechselkurs kann nun die langfristige Dynamik des Modells näher beschrieben werden. Dazu soll das Differentialgleichungssystem (37), (38) zunächst in einem Phasendiagramm im $(K \times F)$ -Raum dargestellt werden.³⁵

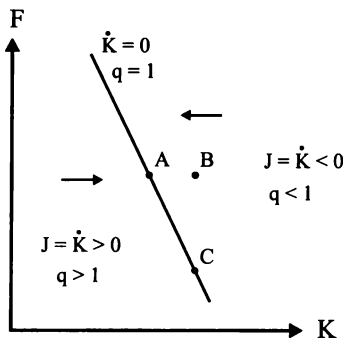


Abb. 9: Die $\dot{K} = 0$ -Kurve³⁶

³⁴ Dabei kann einem Land wie Japan durchaus eine ähnliche Modellstruktur wie Deutschland unterstellt werden. Zur Entwicklung des realen Wechselkurses Japans vgl. *Obstfeld/Rogoff* [1996], Fig. 4.5, S. 213, sowie *Chadha/Prasad* [1997], S. 351.

³⁵ Dies ist möglich, weil weder die Funktion L noch die Funktion J die Variable t als eigenständiges Argument enthält; vgl. *Chiang* [1984], S. 628.

³⁶ Da die Auslandsverschuldung des Inlands sowohl positiv als auch negativ sein kann, liegt die $dK/dt = 0$ -Kurve (wie auch die $dF/dt = 0$ -Kurve) nicht zwangsläufig oberhalb der

In Punkt A in Abb. 9 sei der inländische Kapitalstock langfristig konstant, $\dot{K} = 0$. Wenn nun ausgehend von A der Kapitalstock wächst (z. B. bis B), sinkt zum einen die Grenzproduktivität des Kapitals und damit die Investitionen. Zum anderen kommt es nach dem oben gesagten zu einer realen Abwertung der Inlandswährung, also zu einer Verteuerung der (bei gegebener Produktion konstanten) Rohstoffimporte, was die Nettogrenzproduktivität des Kapitals und damit wiederum die Investitionen senkt. Rechts (links) von A gilt in Abb. 9 also $J = \dot{K} < 0$ ($J = \dot{K} > 0$), was gleichbedeutend ist mit $q < 1$ ($q > 1$). Die Investitionen reagieren also auch bei Berücksichtigung des endogenen realen Wechselkurses eindeutig negativ auf einen steigenden Kapitalstock, $J_K = \partial J / \partial K < 0$.³⁷

Nun sinke ausgehend von B in Abb. 9 die Auslandsverschuldung des Inlands. Nach dem oben gesagten wird dies zu einer realen Aufwertung der Inlandswährung führen, die wiederum über eine Verbilligung des Rohstoffeinsatzes für einen Anstieg der Investitionen sorgt. Damit gelangen wir an einen Punkt wie C, in dem der Kapitalstock wieder langfristig konstant ist. Man beachte, daß die Investitionen, die gemäß (33) nicht unmittelbar auf steigende Auslandsverschuldung reagieren, $\partial I / \partial F = 0$, hier in Gleichung (37), also bei Berücksichtigung der induzierten realen Abwertung der Inlandswährung, sinken müssen, $J_F = \partial J / \partial F < 0$. Alles in allem muß damit die $\dot{K} = 0$ -Kurve im $(K \times F)$ -Raum eine negative Steigung aufweisen:³⁸

$$\left. \frac{dF}{dK} \right|_{\dot{K}=0} = -\frac{J_K}{J_F} = -\frac{\frac{\partial J}{\partial K} + \frac{\partial J}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial K}}{\frac{\partial J}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial F}} < 0.$$

Analog zur Steigung der $\dot{K} = 0$ -Kurve läßt sich die Steigung einer $\dot{F} = 0$ -Kurve im $(K \times F)$ -Raum herleiten:

$$\left. \frac{dF}{dK} \right|_{\dot{F}=0} = -\frac{L_K}{L_F} = -\frac{J_K - \Sigma_K}{J_F - \Sigma_F} = -\frac{\frac{\partial J}{\partial K} + \frac{\partial J}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial K} - \left[\left(1 - a \frac{p}{R}\right) \frac{\partial Q}{\partial K} + a \frac{p}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial K} - \frac{\partial C}{\partial K} \right]}{\frac{\partial J}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial F} - \left(a \frac{p}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial F} - r - \frac{\partial C}{\partial F} \right)}.$$

Weil die Auslandsverschuldung neben den Investitionen auch von der Ersparnis bestimmt wird, ist es für die Bestimmung der Steigung der $\dot{F} = 0$ -Kurve erforderlich, zunächst die Reaktion der Ersparnis auf K - und F -Variationen unter Berücksichtigung

Abszisse, sondern verläuft i. d. R. durch den ersten und den vierten Quadranten. Zur Vereinfachung werden die Kurven hier und auch im folgenden nur im ersten Quadranten dargestellt. Es ist dann zu berücksichtigen, daß die Abszisse nicht unbedingt mit der Geraden $F = 0$ zusammenfällt.

³⁷ Die Bewegung in der Horizontalen in Richtung auf die $dK/dt = 0$ -Kurve zu (s. die Richtungspfeile in Abb. 9) wird formal durch $J_K < 0$ gewährleistet.

³⁸ Daß $dK/dt = 0$ hier als Gerade eingezeichnet wurde, ist natürlich (ebenso wie bei der $dF/dt = 0$ -Kurve in Abb. 10) eine Vereinfachung.

sichtigung eines endogenen realen Wechselkurses zu analysieren. Es wurde im Rahmen des allgemeinen NATREX-Modells gezeigt, daß ein Anstieg der Auslandsverschuldung c. p. einerseits das Inlandsvermögen und damit den Konsum senkt, andererseits bei positiven Realzinsen die Zinszahlungen an das Ausland steigen bzw. die Zinseinnahmen aus dem Ausland sinken läßt, wodurch das reale Bruttoinlandsprodukt des Inlands sinkt (vgl. Kapitel B. III. 1. und v. a. die Übersicht über alle partiellen Ableitungen in Anhang II. 3.). Ersteres wirkt positiv, letzteres negativ auf die Ersparnis. Es wurde angenommen, daß der Nettoeffekt auf die inländische Ersparnis positiv ist, $S_F > 0$. Oben wurde gezeigt, daß der Anstieg der Auslandsverschuldung aber auch auf eine reale Abwertung der Inlandswährung hinwirkt. Dies hat durch die Verschlechterung des Austauschverhältnisses von Exportgütern zu importierten Rohstoffen negative Auswirkungen auf das reale Bruttoinlandsprodukt des Inlands und damit auf die inländische Ersparnis. Damit ist das Vorzeichen von $\Sigma_F = \partial \Sigma / \partial F$ unbestimmt. Es sei nun aber angenommen, daß dieser Sekundäreffekt vom Primäreffekt, $S_F > 0$, überwogen wird, so daß gilt:

$$\begin{aligned} \text{Annahme 2:} \quad & -\frac{\partial C}{\partial F} > -a \frac{p}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial F} + r \\ & \Leftrightarrow \Sigma_F > 0 . \end{aligned}$$

Diese Annahme erscheint nicht unbedingt zwangsläufig. Sie ist allerdings für die Stabilität (und Plausibilität) des Modells von entscheidender Bedeutung. Sollte die Ersparnis infolge einer wachsenden Auslandsverschuldung letztlich nicht zunehmen, muß mit einer explodierenden Auslandsverschuldung gerechnet werden. Dies wäre weder plausibel noch mit der Realität vereinbar.

Ein steigender Kapitalstock – so wurde in der Analyse des allgemeinen Modells gezeigt – hat auch sich zuwiderlaufende Effekte auf die Ersparnis: Einerseits steigt der Konsum, andererseits die Produktion, wobei ersteres negative, letzteres positive Auswirkungen auf die Ersparnis hat (vgl. Kapitel B. III. 1.). Es wurde angenommen, daß mit dem Kapitalstock auch die Ersparnis steigt, $S_K > 0$. Mit steigendem Kapitalstock wertet sich aber auch die inländische Währung real ab, womit sich nach (29) wiederum das inländische reale Bruttoinlandsprodukt und damit die Ersparnis reduzieren. Auch hier ist das Vorzeichen der Ableitung $\Sigma_K = \partial \Sigma / \partial K$ nicht eindeutig zu bestimmen. Auch hier soll davon ausgegangen werden, daß der angenommene unmittelbare Effekt, $S_K > 0$, den gegenläufigen mittelbaren Effekt überwiegt, so daß gilt:

$$\begin{aligned} & \left(1 - a \frac{p}{R}\right) \frac{\partial Q}{\partial K} > \frac{\partial C}{\partial K} - a \frac{p}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial K} \\ & \Leftrightarrow \Sigma_K > 0 . \end{aligned}$$

Diese Annahme ist jedoch im Gegensatz zu $\Sigma_F > 0$ keineswegs essentiell für das Modell.³⁹ Sie wird hier getroffen, einerseits um der Symmetrie mit $\Sigma_F > 0$

willen (es handelt sich schließlich in beiden Fällen um den gleichen mittelbaren gegenläufigen Effekt auf die Ersparnis, nur mit dem Unterschied, daß er in einem Fall von einer Variation der Auslandsverschuldung, im anderen Fall von einer Variation des Kapitalstocks verursacht wurde), andererseits um der Zweckmäßigkeit willen (s. u.). Schließlich und v. a. scheint es mir auch bei weitem am plausibelsten zu sein anzunehmen, daß mit steigendem Kapitalstock und damit mit steigendem gesamtwirtschaftlichen Vermögen auch unter Berücksichtigung gegenläufiger Sekundäreffekte die Ersparnis *absolut* zunimmt.⁴⁰

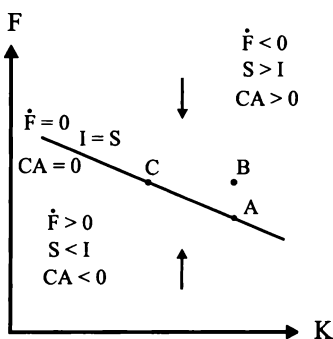


Abb. 10: Die $\dot{F} = 0$ -Kurve

Unter den soeben getroffenen Annahmen läßt sich nun die Steigung der $\dot{F} = 0$ -Kurve eindeutig bestimmen: In Punkt A in Abb. 10 sei die Auslandsverschuldung des Inlands langfristig konstant: $\dot{F} = I - S = 0$; d. h. also auch, daß in A die inländische Ersparnis den inländischen Investitionen entspricht, die Kapitalbilanz und damit auch die Leistungsbilanz ausgeglichen ist. Wird ausgehend von A die Auslandsverschuldung F erhöht, steigt die Ersparnis, $\Sigma_F > 0$, und sinken die Investitionen, $J_F < 0$ (s. o.). Damit gilt $L_F = J_F - \Sigma_F < 0$. In einem Punkt wie B in Abb. 10 sind also die Investitionen kleiner als die Ersparnis (es gilt also $S > I$). Dies ist gleichbedeutend mit Nettokapitalexporten bzw. einem Leistungsbilanzüberschuß.⁴¹

³⁹ Nimmt man dennoch $S_K < 0$, also $(1 - ap/R)\partial Q/\partial K < \partial C/\partial K$, an, sind fünf Fälle zu unterscheiden. Die Auswirkungen von Störungen des Modells entsprechen aber in all diesen Fällen weitgehend denen des vorgestellten Modells mit $S_K > 0$ und $\Sigma_K > 0$.

⁴⁰ Man beachte: Es geht hier nur um das absolute Niveau der Ersparnis, nicht um eine Sparquote!

⁴¹ Die Richtungspfeile in Abb. 10, also eine Bewegung in der Vertikalen auf die $dF/dt = 0$ -Kurve zu, erklären sich formal aus $L_F = J_F - \Sigma_F < 0$.

Wird nun ausgehend von B der Kapitalstock gesenkt, sinkt die Ersparnis, $\Sigma_K > 0$, und steigen die Investitionen, $J_K < 0$. Die Nettokapitalexporte verringern sich also: $L_K = J_K - \Sigma_K < 0$. Auf diese Weise gelangt man also zurück zu einem Punkt wie C, in dem die Auslandsverschuldung wiederum langfristig konstant ist. Damit hat auch die $\dot{F} = 0$ -Kurve eine negative Steigung:

$$\left. \frac{dF}{dK} \right|_{\dot{F}=0} = -\frac{L_K}{L_F} = -\frac{J_K - \Sigma_K}{J_F - \Sigma_F} < 0 .$$

Die Frage, welche der beiden Kurven, die $\dot{F} = 0$ -Kurve oder die $\dot{K} = 0$ -Kurve, steiler verläuft, betrifft die Determinante der Jacobi-Matrix von (37), (38) und soll deshalb im Rahmen der nun folgenden Stabilitätsbetrachtung behandelt werden.⁴²

Grundlage der Stabilitätsanalyse des Modells ist die Jacobi-Matrix des Differentialgleichungssystems (37), (38):

$$J_{(37),(38)} = \begin{bmatrix} J_K & J_F \\ L_K & L_F \end{bmatrix} .$$

Oben wurde bereits erläutert, daß (bei $\Sigma_F > 0$ und $\Sigma_K > 0$) alle Ausdrücke der Jacobi-Matrix (J_K, J_F, L_K, L_F) kleiner als Null sein müssen. Damit ist das Vorzeichen der Spur der Jacobi-Matrix bereits eindeutig bestimmt:

$$\text{Spur } [J_{(37),(38)}] = J_K + L_F < 0 .$$

Damit muß das Modell stabil, zumindest aber sattelpfadstabil sein. Dieses Ergebnis dürfte nach den bisherigen Betrachtungen auch nicht überraschen, denn wir hatten ja bereits gezeigt, daß die Investitionen ($= \dot{K}$) stabilisierend auf den Kapitalstock wirken und sowohl Investitionen als auch Ersparnis ($I - S = \dot{F}$) stabilisierend auf die Auslandsverschuldung wirken.

Betrachten wir nun die Determinante der Jacobi-Matrix:

$$\begin{aligned} |J_{(37),(38)}| &= J_K L_F - L_K J_F = J_K (J_F - \Sigma_F) - (J_K - \Sigma_K) J_F \\ &= J_F \Sigma_K - J_K \Sigma_F . \end{aligned}$$

Da beide Terme negativ sind, ist das Vorzeichen der Determinante der Jacobi-Matrix unbestimmt.

Während nun J_F allein aus dem mittelbaren, über die von der F -Variation induzierte Bewegung des realen Wechselkurses hervorgerufenen Effekt besteht, wirken bei J_K ein mittelbarer und ein unmittelbarer Effekt in die gleiche Richtung:

⁴² Es gilt: Das Modell ist langfristig für jede beliebige (K, F) -Kombination dann und nur dann stabil (und nicht nur sattelpfadstabil), wenn die $dK/dt = 0$ -Kurve steiler verläuft als die $dF/dt = 0$ -Kurve.

$$\begin{aligned}
 & J_F \Sigma_K - J_K \Sigma_F \\
 &= \frac{\partial J}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial F} \Sigma_K - \left(\frac{\partial J}{\partial K} + \frac{\partial J}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial K} \right) \Sigma_F .
 \end{aligned}$$

Die Determinante der Jacobi-Matrix ist also immer dann positiv, wenn gilt:

$$\text{Annahme 3:} \quad -\frac{\partial J}{\partial K} \Sigma_F - \frac{\partial J}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial K} \Sigma_F > -\frac{\partial J}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial F} \Sigma_K .$$

Wenn wir davon ausgehen, daß der mittelbare Effekt $\frac{\partial J}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial F}$ vergleichsweise „klein“ ist, ist die Wahrscheinlichkeit groß, daß Annahme 3 erfüllt ist. Für Annahme 3 spricht auch die folgende, eher formale Überlegung: In Σ_F und Σ_K sind jeweils sowohl Summanden enthalten, die die unmittelbare Wirkung auf die Ersparnis beschreiben, als auch solche, die die mittelbaren (über die Variation von R laufenden) Effekte auf die Ersparnis darstellen. Deshalb muß in dem Term $-\frac{\partial J}{\partial K} \Sigma_F$ die einzige Kombination von unmittelbaren Effekten (Primäreffekten) enthalten sein. $-\frac{\partial J}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial K} \Sigma_F$ und $\frac{\partial J}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial F} \Sigma_K$ enthalten dagegen ausschließlich Summanden, die mindestens z. T. aus Elementen bestehen, welche mittelbare Effekte (Sekundäreffekte) beschreiben. Unter Vernachlässigung der Rückwirkungen der Variation von K und F auf den realen Wechselkurs würde sich die Ungleichung also auf

$$-\frac{\partial J}{\partial K} S_F > 0$$

reduzieren, was in jedem Fall gälte. Der in diesem Sinne „vorgeordnete“ Term, $-\frac{\partial J}{\partial K} \Sigma_F$, wird nun um zwei „nachgeordnete“ Terme erweitert, von denen der eine, $-\frac{\partial J}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial K} \Sigma_F$, eine gleichlaufende, der andere, $\frac{\partial J}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial F} \Sigma_K$, eine gegenläufige Wirkung hat. Es scheint deshalb nicht völlig unwahrscheinlich, daß Annahme 3 erfüllt ist. Dies ist v. a. dann der Fall, wenn man annimmt, daß der „vorgeordnete“ Effekt den Ausschlag über die Wirkungsrichtung gibt.

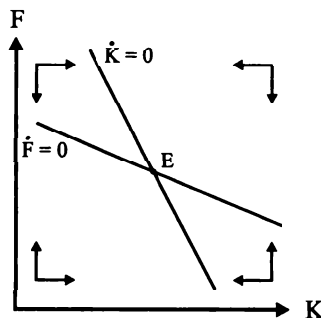


Abb. 11: Stabilität

Wenn nun Annahme 3 erfüllt ist, hat das die Konsequenz, daß das Modell langfristig stabil, Sattelpfadstabilität also ausgeschlossen ist. Annahme 3 ist außerdem äquivalent zu der Annahme, daß die $\dot{K} = 0$ -Kurve steiler ist als die $\dot{F} = 0$ -Kurve, womit auch graphisch die Stabilität des Systems zum Ausdruck kommt (vgl. Abb. 11).

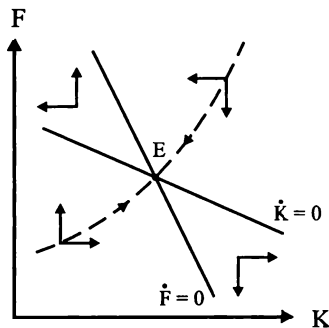


Abb. 12: Sattelpfad-Stabilität

Aus der etwas mühsamen, oben angestellten Plausibilitätsüberlegung ist jedoch auch ersichtlich, daß Stabilität des Modells keineswegs zwangsläufig ist. Ist demnach Sattelpfadstabilität (vgl. Abb. 12) eine denkbare Möglichkeit für das Modell?

Um in einem solchen Fall nach einer Störung jemals in den steady-state E zu gelangen, müßte die Volkswirtschaft sofort auf den Sattelpfad „springen“. Im NATREX-Modell wären die beiden möglichen Sprungvariablen, K und F , jedoch beides Bestandsgrößen, Größen, die das volkswirtschaftliche Vermögen ausmachen. Eine diskrete Variation (ein „Sprung“) größeren Umfangs scheint deshalb für beide Variablen kaum plausibel. Nach Störungen könnte also der Sattelpfad nicht erreicht werden. Statt dessen würde eine der beiden Variablen K und F über jedes Maß ansteigen, während die andere gleichzeitig auf Null sänke. Da es hierfür in der Realität (v. a. unter Industrieländern) keinerlei Anzeichen gibt, muß Annahme 3 gelten, wenn nicht das ganze Modell hinfällig werden soll. Ganz davon abgesehen wäre eine Sattelpfadlösung auch mit anderen Elementen des Modells nicht kompatibel: Zum einen wären die Gleichungen (33) und (34) und damit auch die Gleichungen (37) und (38) zum Zeitpunkt der diskreten Variation von K und / oder F nicht definiert. Wichtiger ist jedoch ein zweiter Widerspruch: Grundlegend für jedes NATREX-Modell ist die Unterstellung unvollkommener Voraussicht der Wirtschaftssubjekte, v. a. hinsichtlich der optimalen Kapitalakkumulation. Die Wirtschaftssubjekte kennen den steady-state-Kapitalstock (und damit den Sattelpfad) nicht, allein schon deshalb, weil ihnen die gesamtwirtschaftliche Produktionsfunktion unbekannt ist. Auch aus diesem Grund müßte also Sattelpfadstabilität hier mit Instabilität gleichgesetzt werden.

Aus all diesen Gründen geht hervor, daß es für das Modell nicht nur plausibel, sondern einfach unerläßlich ist, Annahme 3 als gültig vorauszusetzen. Damit ist das Modell in einem umfassenden Sinn stabil. In Anhang II. 4. wird gezeigt, daß der Gleichgewichtspunkt unter den getroffenen Annahmen 1 bis 3 sowie bei $\Sigma_K > 0$ nur ein stabiler Knoten sein kann, nicht aber ein stabiler Fokus.

An dieser Stelle sollen noch einmal die drei wesentlichen Annahmen zusammengefaßt werden, die zusammen eine hinreichende Bedingung für die Stabilität dieses speziellen NATREX-Modells sind und damit dessen Konsistenz gewährleisten:

$$\text{Annahme 1:} \quad -\frac{\partial(X-M)}{\partial R} > \frac{\partial I}{\partial R}.$$

Diese Bedingung gewährleistet, daß der reale Wechselkurs mittelfristig zu seinem Gleichgewichtswert (NATREX) konvergiert. Anderenfalls würden etwaig auftretende Störungen schon mittelfristig zu sich immer weiter vergrößernden Ungleichgewichten führen.

$$\begin{aligned} \text{Annahme 2:} \quad & -\frac{\partial C}{\partial F} > -a \frac{p}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial F} + r \\ & \Leftrightarrow \Sigma_F > 0. \end{aligned}$$

Anderenfalls wäre nicht gewährleistet, daß die Auslandsverschuldung sich nach einer Störung langfristig wieder stabilisieren würde. Die Gültigkeit dieser Annahme ist auch ganz wesentlich für die Gültigkeit der gerade diskutierten

$$\text{Annahme 3:} \quad -\frac{\partial J}{\partial K} \Sigma_F - \frac{\partial J}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial K} \Sigma_F > -\frac{\partial J}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial F} \Sigma_K.$$

Alle übrigen in diesem Kapitel getroffenen Annahmen, insbesondere $\Sigma_K > 0$, sind keineswegs essentiell für die Stabilität des Modells. $\Sigma_K > 0$ z. B. hat c. p. vielmehr eine destabilisierende Wirkung auf das Modell. Für $\Sigma_K < 0$ wäre Annahme 3 grundsätzlich erfüllt, die $\dot{F} = 0$ -Kurve also immer flacher als die $\dot{K} = 0$ -Kurve. Bei hinreichend kleinem negativen Σ_K könnte die Steigung der $\dot{F} = 0$ -Kurve sogar positiv sein.⁴³ Wie oben dargelegt scheint $\Sigma_K < 0$ aber doch eher unplausibel zu sein.

Schließlich sei auch noch auf eine formale Implikation von Annahme 1 und Annahme 3 hingewiesen: Mit Annahme 1 bzw. Annahme 3 sind die Bedingungen

⁴³ Einen solchen Fall behandelt Stein [1990], s. v. a. S. 1063–1064, in seinem FEREX-Modell, einem Vorläufer der NATREX-Modelle.

für die Gültigkeit des impliziten Funktionentheorems⁴⁴ in bezug auf das System (31), (32) bzw. (37), (38) erfüllt, denn erstens sind damit für jede beliebige Kombination exogener Variablen die Determinanten der beiden Jacobi-Matrizen ungleich Null:

$$|J_{(31),(32)}| = -\frac{\partial I}{\partial R} - \frac{\partial(X-M)}{\partial R} > 0.$$

und

$$|J_{(37),(38)}| = J_K L_F - L_K J_F > 0.$$

Zweitens besitzen annahmegemäß die Gleichungen (31), (32), (37) und (38) gegenüber allen endogenen und exogenen Variablen stetige partielle Ableitungen.

Nur durch die Gültigkeit des impliziten Funktionentheorems ist gewährleistet, daß die Gleichungssysteme (31), (32) und (37), (38) als Gleichungssysteme von impliziten Funktionen in den Variablen R und r bzw. K und F interpretiert werden können, implizite Funktionen, die wiederum stetige partielle Ableitungen gegenüber den exogenen Variablen haben. Nur die Gültigkeit des impliziten Funktionentheorems erlaubt es uns, die implizite Funktionenregel anzuwenden, mit der die Auswirkungen von Störungen auf das Gleichungssystem berechnet werden.

Zum Abschluß dieses Unterkapitels sei noch der steady-state des Modells beschrieben: Das Modell befindet sich dann im steady-state, wenn alle mittel- und langfristigen Anpassungsprozesse abgeschlossen sind. Dies ist dann der Fall, wenn weder der Kapitalstock noch die Auslandsverschuldung noch endogen variieren: $K = K^*$, $\dot{K} = 0$ und gleichzeitig $F = F^*$, $\dot{F} = 0$; ein „*“ gebe einen steady-state-Wert an. Graphisch liegt der steady-state im Schnittpunkt der $\dot{F} = 0$ - mit der $\dot{K} = 0$ -Kurve wie z. B. E in Abb. 11.

Ein solcher steady-state ist durch die folgenden z. T. äquivalenten Charakteristika gekennzeichnet:

- Die inländischen Investitionen entsprechen der inländischen Ersparnis: $J(K^*, F^*; Z) = \Sigma(K^*, F^*; Z)$.
- Die Kapitalbilanz des Inlands ist ausgeglichen: $J(K^*, F^*; Z) - \Sigma(K^*, F^*; Z) = L(K^*, F^*; Z) = 0$.
- Die inländischen Investitionen sind gleich Null: $J(K^*, F^*; Z) = 0$.
- Es wird weder gespart noch entspart: $\Sigma(K^*, F^*; Z) = 0$.
- Das Bruttosozialprodukt des Inlands wird in voller Höhe für den Erwerb von Konsumgütern ausgegeben: $(1 - a \frac{P}{R^*})Q(K^*, F^*; Z) - r^* F^* = C(K^*, F^*; Z)$.
- Tobins q ist gleich eins: $q^* = 1$.

⁴⁴ Vgl. z. B. *Chiang* [1984], S. 210–211.

- Die Nettogrenzproduktivität des Kapitals im Inland entspricht dem inländischen Realzinssatz, der wiederum mit dem realen Weltkapitalmarktzins übereinstimmt: $\left(1 - a \frac{p}{R^*}\right) \frac{\partial Q(K^*, F^*; Z)}{\partial K} = R^* = r^A$.
- Die Leistungsbilanz des Inlands ist ausgeglichen: $CA^* = 0$.
- Ein evtl. bestehender Handelsbilanzüberschuß (bestehendes Handelsbilanzdefizit) des Inlands entspricht exakt den Zinszahlungen des Inlands auf seine Schulden im Rest der Welt (den Zinseinnahmen des Inlands aus seinen Forderungen gegenüber dem Rest der Welt): $B(K^*, F^*; Z) = r^A F^*$. Steigt z. B. infolge einer Störung die steady-state-Auslandsverschuldung des Inlands, muß auch der Handelsbilanzüberschuß im neuen steady-state größer sein als im alten.

Da alle endogenen Anpassungsprozesse im steady-state abgeschlossen sind, werden die steady-state-Werte aller (implizit oder explizit) endogenen Variablen des Modells ausschließlich von der Parameterkonstellation der exogenen Variablen determiniert, z. B. $Q^* = Q[K^*(Z), F^*(Z); Z] = Q^*(Z)$. Dies gilt natürlich auch für den steady-state-Wert des NATREX, des realen Wechselkurses:

$$(39) \quad R^* = R[K^*(Z), F^*(Z); Z] = R^*(Z).$$

Leitet man (39) nach dem Vektor der exogenen Variablen Z ab, erhält man

$$(40) \quad \frac{dR^*}{dZ} = \frac{\partial R}{\partial K} \frac{dK^*}{dZ} + \frac{\partial R}{\partial F} \frac{dF^*}{dZ} + \frac{\partial R}{\partial Z} \quad \text{mit} \quad \frac{\partial R}{\partial K} < 0, \quad \frac{\partial R}{\partial F} < 0 \quad (\text{s. o.}).$$

Gleichung (40) zeigt, wie der steady-state-Wert des realen Wechselkurses auf eine Störung reagiert. $\partial R / \partial Z$ bezeichnet die unmittelbar von einer Störung induzierte Anpassung des gleichgewichtigen realen Wechselkurses, NATREX, an sein neues mittelfristiges Gleichgewicht. Die anderen beiden Terme verdeutlichen, daß die Störung langfristig zu einer Variation der steady-state-Werte des inländischen Kapitalstocks und der Auslandsverschuldung führen, die beide wiederum eine (langfristige) Anpassung des gleichgewichtigen realen Wechselkurses an seinen neuen steady-state-Wert, den langfristigen NATREX, R^* , erzwingen.⁴⁵ Alle darüber hinausgehenden Schwankungen des *tatsächlichen* realen Wechselkurses sind dem NATREX-Modell zufolge nicht als fundamental anzusehen und „white noise“. Der tatsächliche reale Wechselkurs R_t setzt sich demnach aus den folgenden Komponenten zusammen:

$$(41) \quad R_t = R^*(Z) + [R(K_t, F_t; Z) - R^*(Z)] + [R_t - R(K_t, F_t; Z)],$$

dem steady-state-Wert des realen Wechselkurses, $R^*(Z)$, den Abweichungen des gleichgewichtigen realen Wechselkurses, $R(K_t, F_t, Z) = \text{NATREX}$, von diesem Wert sowie den Abweichungen des tatsächlich beobachtbaren realen Wechselkur-

⁴⁵ Es wird also sowohl $R(K, F; Z)$ als auch $R^*(Z)$ als NATREX bezeichnet.

ses von dem NATREX. Wie im mittelfristigen Subsystem jedoch gezeigt wurde, konvergiert der tatsächliche reale Wechselkurs zum NATREX, und der NATREX wiederum konvergiert der langfristigen Betrachtung zufolge zu seinem steady-state-Wert. Der gleichgewichtige reale Wechselkurs ist demnach in NATREX-Modellen keine Konstante (wie in der Kaufkraftparitätentheorie), sondern variiert nach (40) mit dem Kapitalstock und der Auslandsverschuldung einerseits und den exogenen Fundamentalvariablen andererseits. Die Art der Variation hängt v. a. von der zeitlichen Entwicklung der Fundamentalvariablen ab. Wenn letztere (wie es das NATREX-Modell verlangt) voneinander unabhängig sind und empirisch z. B. festgestellt wird, daß diese Fundamentalvariablen über die Zeit I(1)-Prozesse sind, so muß auch die Zeitreihe des realen Wechselkurses integriert vom Grade eins sein.

VI. Störungen

Es sollen nun die Auswirkungen von Störungen auf das Modell untersucht werden. Die ersten vier der im folgenden beschriebenen Störungen haben ihre Ursache im Inland; die Störungen 5 bis 9 dagegen gehen vom Ausland aus.

1. Anstieg der inländischen Zeitpräferenzrate

Formale Ergebnisse:

(1a) *Mittelfristiger Multiplikator für R:*

$$\left(\frac{\partial R}{\partial \rho}\right) = \frac{\left(1 - \frac{\partial M}{\partial C}\right) \frac{\partial C}{\partial \rho}}{-\frac{\partial I}{\partial R} - \frac{\partial(X-M)}{\partial R}} > 0.$$

(1b) *Horizontale Verschiebung der $\dot{K} = 0$ -Kurve:*

$$\left.\frac{dK}{d\rho}\right|_{\dot{K}=0} = -\frac{J_\rho}{J_K} = -\frac{\frac{\partial I}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial \rho}}{J_K} > 0.$$

(1c) *Horizontale Verschiebung der $\dot{F} = 0$ -Kurve:*

$$\begin{aligned} \left.\frac{dK}{d\rho}\right|_{\dot{F}=0} &= -\frac{L_\rho}{L_K} = -\frac{\frac{\partial I}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial \rho} - \left(a \frac{p}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial \rho} - \frac{\partial C}{\partial \rho}\right)}{L_K} \\ &= \frac{-\frac{\partial M}{\partial C} \frac{\partial C}{\partial \rho} + \frac{\partial(X-M)}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial \rho} + a \frac{p}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial \rho}}{L_K}. \end{aligned}$$

(1d) Multiplikator für K^* :

$$\left(\frac{\partial K^*}{\partial \rho}\right) = \frac{\Sigma_F J_\rho - J_F \Sigma_\rho}{J_K L_F - L_K J_F} = \frac{\Sigma_F \frac{\partial I}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial \rho} - J_F \left(a \frac{p}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial \rho} - \frac{\partial C}{\partial \rho}\right)}{J_K L_F - L_K J_F}.$$

(1e) Multiplikator für F^* :

$$\left(\frac{\partial F^*}{\partial \rho}\right) = \frac{J_K \Sigma_\rho - \Sigma_K J_\rho}{J_K L_F - L_K J_F} = \frac{J_K \left(a \frac{p}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial \rho} - \frac{\partial C}{\partial \rho}\right) - \Sigma_K \frac{\partial I}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial \rho}}{J_K L_F - L_K J_F}.$$

(1f) Langfristiger Multiplikator für R^* :

$$\frac{\partial R^*}{\partial \rho} = \frac{\partial R}{\partial K} \frac{\partial K^*}{\partial \rho} + \frac{\partial R}{\partial F} \frac{\partial F^*}{\partial \rho} + \frac{\partial R}{\partial \rho}.$$

Ein Anstieg der Zeitpräferenzrate der inländischen Bevölkerung, z. B. durch expansive Fiskalpolitik,^{46,47} steigert den inländischen Konsum, was einerseits zu verlängerter Ersparnis und damit zu verstärkten Nettokapitalimporten führt (vgl. (1a)). Andererseits steigen mit dem Konsum aber auch die Konsumgüterimporte, was die Leistungsbilanz verschlechtert. Da das Inland auch heimische Güter konsumiert, werden die gewünschten Nettokapitalimporte stärker zunehmen als die Konsumgüterimporte, was einem Nachfrageüberhang nach Inlandswährung gleichkäme. Letztlich ist es die daraus resultierende reale Aufwertung der Inlandswährung, die bei konstanten Realzinsen durch eine weitere Leistungsbilanzverschlechterung trotz steigender Investitionen⁴⁸ das mittelfristige Gleichgewicht wiederherstellt.⁴⁹

⁴⁶ Wenn der Anstieg der Zeitpräferenzrate auf Fiskalpolitik zurückgeführt wird, muß Ricardianische Äquivalenz ausgeschlossen werden. Natürlich kann aber eine Variation der Zeitpräferenz auch auf den privaten Sektor zurückgehen. Dann brauchen keine Aussagen darüber getroffen zu werden, ob Ricardianische Äquivalenz gilt oder nicht.

⁴⁷ Manche Ökonomen argumentieren, in einem Vollbeschäftigungsmodell sei es nicht sinnvoll Fiskalpolitik zu betrachten, weil bei Vollbeschäftigung ohnehin keine Stabilisierungspolitik betrieben würde. Wenn nun aber tatsächlich Fiskalpolitik betrieben wird, steigt nun einmal die gesamtwirtschaftliche Zeitpräferenz (Ausnahme: s. vorhergehende Fußnote), und nur dieser Effekt ist in diesem Zusammenhang von Interesse. Es geht hier nicht darum, Fiskalpolitik zu evaluieren, sondern einzig und allein darum, mögliche langfristige Auswirkungen von ihr zu analysieren, also um eine positive, nicht um eine normative Analyse. Derjenige, dem dennoch der Begriff „Fiskalpolitik“ in diesem Zusammenhang nicht behagt, wird immerhin konzedieren müssen, daß Variationen der gesamtwirtschaftlichen Zeitpräferenz (evtl. auch verursacht von staatlicher Seite) in der Realität festzustellen sind. Deren Auswirkungen werden im folgenden betrachtet.

⁴⁸ Zur Erinnerung: Die reale Aufwertung entspricht einem abnehmenden Relativpreis der importierten Rohstoffe. Die deshalb steigende Nettogrenzproduktivität des Kapitals läßt die Investitionen ansteigen.

⁴⁹ Zur Erinnerung: Die mit der realen Aufwertung einhergehende relative Verbilligung der Rohstoffe führt für sich genommen tendenziell zu einer Verbesserung der Leistungsbilanz sowie zu höheren Realeinkommen und damit zu einer höheren Ersparnis. Da die Netto-

Vorübergehend wird es dabei i. d. R. jedoch wegen des anfänglichen Ersparnisrückgangs zu Realzinssteigerungen kommen.

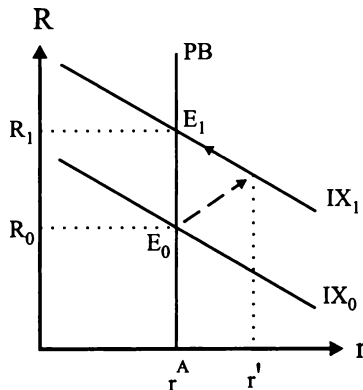


Abb. 13: Mittelfristige Auswirkungen eines Anstiegs der inländischen Zeitpräferenzrate

Graphisch kommt dies in Abb. 13 zum Ausdruck: Die Verringerung der gesamtgesellschaftlichen Ersparnis verschiebt die IX-Kurve nach rechts (von IX_0 zu IX_1). Das mittelfristige Gleichgewicht verlagert sich damit von E_0 zu E_1 . Die gesunkene Ersparnis treibt (z. B. bei fixen Wechselkursen) c. p. die Güterpreise nach oben. In dem Maße, in dem der Güterpreisanstieg nicht ausreicht, um Gütermarktgleichgewicht herzustellen, werden mit der gesunkenen Ersparnis die inländischen Realzinsen ansteigen (z. B. von r^A auf r'). Die Realzinsdifferenz ($r' - r^A$) wird nun internationale Kapitalanleger dazu veranlassen, ihre Portfolios an langfristigen Wertpapieren zugunsten des inländischen Assets umschichten zu wollen. Die geplanten Nettokapitalimporte werden die Inlandswährung real weiter auf, während sie den inländischen Realzins allmählich wieder an den Weltkapitalmarktzins angleichen. Schließlich gelangt die inländische Volkswirtschaft nach E_1 , wobei die reale Aufwertung der Inlandswährung gegenüber E_0 zu einer Leistungsbilanzverschlechterung geführt hat.

Das erreichte mittelfristige Gleichgewicht E_1 entspricht nun noch nicht einem steady-state. Da ja mit der realen Aufwertung der Inlandswährung importierte Rohstoffe für das Inland billiger werden, erhöht sich die Nettogrenzproduktivität des Kapitals, was die $\dot{K} = 0$ -Kurve nach rechts verschiebt (vgl. (1b) und Abb. 14): Der Investitionsanstieg beginnt den Kapitalstock zu erhöhen.

kapitalexporte (mit der höheren Ersparnis) in gleichem Umfang zunehmen wie der Handelsbilanzüberschuß, heben sich diese beiden Effekte in ihren Auswirkungen auf das Gütermarktgleichgewicht gegenseitig auf.

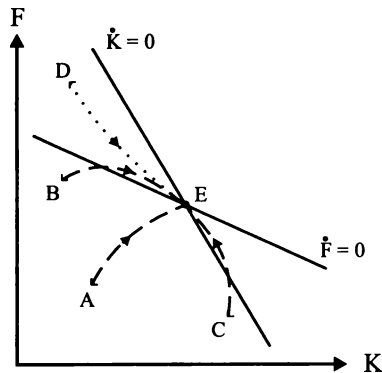


Abb. 14: Mögliche Trajektorien infolge eines Anstiegs der inländischen Zeitpräferenzrate

Bei der gewünschten Ersparnis, die neben der gewünschten Investition für die langfristige Entwicklung der Auslandsverschuldung maßgeblich ist, ist die Sache weniger eindeutig: Wie oben beschrieben wird die Ersparnis auf dem Weg zum mittelfristigen Gleichgewicht durch den Anstieg der Zeitpräferenzrate zunächst ab- und dann mit der realen Aufwertung zunehmen.⁵⁰ Da wir aber wissen, daß während der langfristigen Dynamik mittelfristiges Gleichgewicht gegeben ist (also $S - I = CA$ bei $r = r^A$), kann die Entwicklung der Auslandsverschuldung auch aus der Leistungsbilanz abgelesen werden. Während der Anpassung zum mittelfristigen Gleichgewicht wirken im einzelnen nun folgende Effekte auf die Leistungsbilanz ein (vgl. (1c), 2. Zeile): Zunächst werden die Konsumgüterimporte bei einem Anstieg der Zeitpräferenzrate mit dem Inlandskonsum zunehmen. Die ungeachtet dessen bald einsetzende reale Aufwertung der Inlandswährung (s. o.) wird die Leistungsbilanz bei unterstellter Normalreaktion weiter verschlechtern. Die Aufwertung führt jedoch auch zu einer relativen Verbilligung der Rohstoffimporte (Relativpreiseffekt).⁵¹ Von all diesen Effekten wirkt nur der Relativpreiseffekt positiv auf die Leistungsbilanz, so daß in aller Regel das mittelfristige Resultat einer höheren Zeitpräferenz eine Leistungsbilanzverschlechterung sein wird. Diese Leistungsbilanzverschlechterung ist im Gütermarktgleichgewicht nur ein Spiegelbild der gestiegenen Kapitalimporte, weshalb sich die $\dot{F} = 0$ -Kurve nach rechts verschieben muß. Wenn man nun von einem Überwiegen der anderen Effekte über

⁵⁰ Vgl. die vorhergehende Fußnote.

⁵¹ Vor allem bei bedeutenderen Relativpreisänderungen wird es in der langen Frist evtl. auch zu Substitutionsprozessen im Sinne einer Ausdehnung des Rohstoffeinsatzes im Produktionsprozeß auf Kosten des Kapitaleinsatzes kommen, was c. p. den positiv auf den Leistungsbilanzsaldo wirkenden Relativpreiseffekt wieder reduzieren würde. Da zur Vereinfachung aber ein fixer Inputkoeffizient für den Rohstoffeinsatz angenommen wurde, ist eine solche endogene Variation des Inputkoeffizienten mit dem Modell nicht vereinbar. Es muß auf die Analyse einer exogenen Variation von α verwiesen werden (vgl. Kapitel C. VI. 3.).

den Relativpreiseffekt auf die Leistungsbilanz ausgeht,⁵² werden sich Kapital und Auslandsverschuldung entsprechend der Trajektorien AE, BE oder CE auf den steady-state E hinentwickeln (vgl. Abb. 14).⁵³ Man sieht, daß sowohl der Kapitalstock als auch die Auslandsverschuldung anfangs in allen drei Fällen (A, B und C) zunehmen, ersteres wegen der Zunahme der Investitionen, letzteres wegen der Verschlechterung der Leistungsbilanz. Nun werden aber in jedem Fall Gegenteilendenzen auftreten:

1. Die Vergrößerung des Kapitalstocks wirkt auf eine Ausdehnung der Ersparnis hin, die den Verschuldungstendenzen des Inlands im Ausland zuwiderläuft. Es ist durchaus möglich, daß der Trend irgendwann umgekehrt wird und die Auslandsverschuldung sich wieder verringert (Trajektorie BE). Wenn die Investitionen sehr stark angeregt wurden und die Leistungsbilanz sich nur gering verschlechterte, ist es sogar denkbar, daß schließlich das ursprüngliche Ausgangsniveau der Auslandsverschuldung unterschritten wird, die Auslandsverschuldung im neuen steady-state also niedriger liegt als im alten (s. Trajektorie BE). Eine solche Entwicklung wird jedoch um so unwahrscheinlicher, je geringer sich die $\dot{K} = 0$ -Kurve nach rechts verschiebt, d. h. je weniger die Investitionen infolge der durch die höhere Zeitpräferenz zunächst verursachten realen Aufwertung ansteigen.
2. Auch zur Vergrößerung des Kapitalstocks gibt es Gegenteilendenzen. Denn mit der (zumindest anfangs) ansteigenden Auslandsverschuldung wertet sich die Inlandswährung real ab, was den Relativpreis der Rohstoffe anhebt und damit die Nettogrenzproduktivität des Kapitals und die Investitionen senkt. War die durch gestiegene Zeitpräferenz verursachte Leistungsbilanzverschlechterung sehr groß und die verursachten Zusatzinvestitionen klein, ist es denkbar, daß der Kapitalstock als Folge dieser Gegenteilendenzen nach seiner anfänglichen Vergrößerung beginnt wieder zu schrumpfen und u. U. in seinem neuen steady-state kleiner ist als in dem alten (s. Trajektorie CE).⁵⁴ Diese Möglichkeit ist natürlich um

⁵² Anderenfalls resultierte die Trajektorie DE in Abb. 14. Nur in diesem unplausiblen Fall wird es zu einer kontinuierlichen Verringerung der Auslandsverschuldung bis zum neuen steady-state kommen.

⁵³ Da nicht festgelegt ist, wo auf der Ordinate der Nullpunkt liegt (d. h. wo die Auslandsverschuldung des Inlands gleich Null ist), kann es bei der Bewegung auf einer solchen Trajektorie durchaus geschehen, daß ein Gläubigerland zu einem Schuldnerland wird oder umgekehrt.

⁵⁴ Es mag ohnehin unplausibel erscheinen, daß bei einem Anstieg der Zeitpräferenzrate, hervorgerufen z. B. durch expansive Fiskalpolitik, der steady-state-Kapitalstock ansteigen soll. Dabei sind aber zwei Punkte zu berücksichtigen:

1. Die *gesamtwirtschaftliche* Zeitpräferenzrate steigt bei einer expansiven Fiskalpolitik nur dann an, wenn es kein vollständiges crowding-out gibt. Interpretieren wir in unserem langfristigen Modell den Anstieg der Zeitpräferenz als Resultat expansiver Fiskalpolitik, wird damit implizit vollständiges crowding-out ausgeschlossen.

2. Da die Realzinsen (langfristig) vom Weltkapitalmarkt festgelegt und vom Inland nicht beeinflussbar sind, entfällt der wesentliche Grund, warum bei steigender Zeitpräferenz die Investitionen eingeschränkt werden sollten.

so unwahrscheinlicher, je steiler die $\dot{K} = 0$ -Kurve ist, also je geringer die Investitionen bei steigender Auslandsverschuldung abnehmen.

Wie wirkt sich diese langfristige Dynamik nun auf den gleichgewichtigen realen Wechselkurs aus? Die anfängliche Steigerung von Kapitalstock und Auslandsverschuldung verschieben die IX-Kurve in Abb. 13 wieder nach unten in Richtung IX_0 , d. h. die Inlandswährung wird sich nach der anfänglichen realen Aufwertung langfristig wieder abwerten. Wenn aber später die Auslandsverschuldung *oder* der Kapitalstock wieder sinken, steht der Abwertungstendenz wiederum eine Aufwertungstendenz gegenüber. Ist diese gegenläufige Tendenz stark genug, kann sich die Inlandswährung schließlich sogar wieder real aufwerten. Bei Trajektorie BE z. B. würde der steigende Kapitalstock gewünschte Investitionen senken und die gewünschte Ersparnis ansteigen lassen, d. h. die Kapitalimporte reduzieren. Gleichzeitig steigen die Konsumgüterimporte an. Diese Effekte wirken auf eine reale Abwertung hin. Die schließlich sinkende Auslandsverschuldung hingegen wird den gewünschten Inlandskonsum in die Höhe treiben, die Ersparnis also senken und damit höhere Kapitalimporte induzieren. Dies wirkt auf eine reale Aufwertung hin.

Der Nettoeffekt einer höheren Zeitpräferenz kann also sowohl eine reale Aufwertung als auch eine reale Abwertung sein; d. h. die Lage der IX-Kurve (und damit des realen Wechselkurses) im neuen steady-state ist gegenüber der Lage im alten steady-state nicht festgelegt.

Fassen wir nun mit Abb. 15 denkbare Zeitpfade des realen Wechselkurses nach einem Anstieg der inländischen Zeitpräferenzrate zusammen.⁵⁵ Im Gegensatz zur formalen Analyse sei hier angenommen, daß mittel- und langfristige Effekte sich überlappen, denn dies dürfte realitätsnäher sein. Die Störung trete zum Zeitpunkt $t = 0$ ein, bis zu dem sich die Volkswirtschaft im steady-state befinde.

In (a) ist unterstellt, daß zum Zeitpunkt der Störung nur die Realzinsen reagieren, nicht aber der reale Wechselkurs. In (b) bis (f) reagiert der reale Wechselkurs mit einem „Aufwertungssprung“ auf die höhere Zeitpräferenz. In allen Fällen wertet sich die Inlandswährung mittelfristig real auf, dann zunächst wieder ab. Bei den Zeitpfaden (a) und (b), die im Zusammenhang mit jeder der denkbaren Trajektorien auftreten können, läuft diese reale Abwertung allmählich aus bis der neue reale steady-state-Kurs erreicht ist. In (c) bis (f) hingegen, die nur bei den Trajektorien BE und CE möglich sind, sinken der Kapitalstock oder die Auslandsverschuldung so stark, daß die Inlandswährung schließlich wieder beginnt, sich real aufzuwerten, bis sie gegen den neuen realen steady-state-Kurs konvergiert ist. Die Lage des neuen steady-state-Kurses ist dabei weder gegenüber der des alten steady-state-Kurses noch gegenüber dem mittelfristigen Maximum von R festgelegt.

In keinem der Fälle kommt es zu einem nur in eine Richtung laufenden Anpassungspfad (d. h. ausschließlich reale Aufwertung oder ausschließlich reale Abwertung). Der reale Wechselkurs bewegt sich vielmehr „mäandrierend“ auf seinen

⁵⁵ Trajektorie DE wird dabei nicht berücksichtigt.

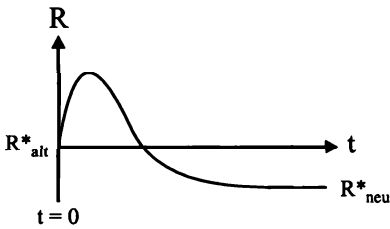


Abb. 15 (a)

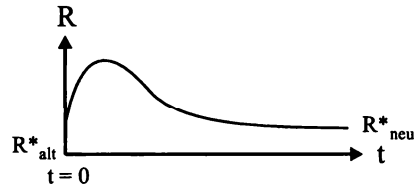


Abb. 15 (b)

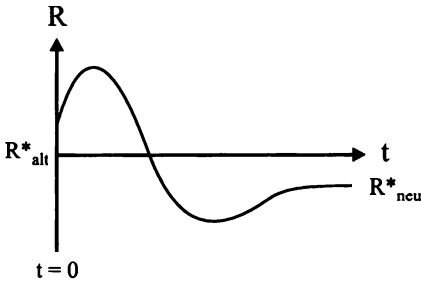


Abb. 15 (c)

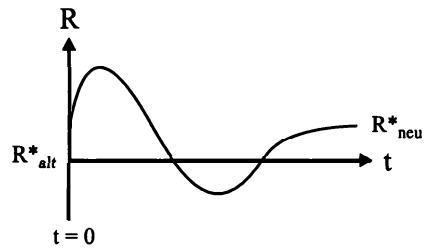


Abb. 15 (d)

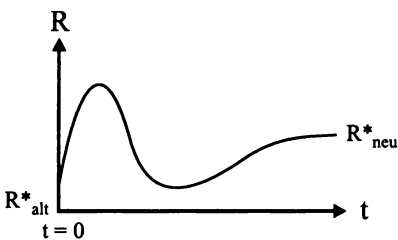


Abb. 15 (e)

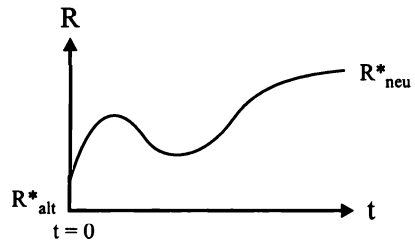


Abb. 15 (f)

Abb. 15: Mögliche Zeitpfade des realen Wechselkurses infolge eines Anstiegs der inländischen Zeitpräferenzrate und anderer Störungen (s. u.)

neuen steady-state zu.⁵⁶ Dabei kann in (b), (d) und (e), evtl. auch in (a), von einem „Überschießen des realen Wechselkurses nach oben“ und in (c) von einem „Überschießen des realen Wechselkurses nach unten“ geredet werden. Die Ursache für diese „mäandrierende“ Anpassung ist letztlich die nur langfristig einsetzende und

⁵⁶ Es sollte vielleicht daran erinnert werden, daß dies nicht unbedingt der einzige „mäandrierende“ Anpassungsprozeß des Modells ist: Wir hatten bez. der optimalen Investition unvollständige Information der Wirtschaftssubjekte unterstellt, weshalb die Investitionsentscheidung in Reaktion auf aktuelle Größen getroffen wurde. Da der steady-state-Wert des Kapitalstocks unbekannt ist, kann der Anpassungsprozeß an ihn durchaus auch mäandrierend verlaufen.

nur allmählich fortschreitende Bewegung der Bestandsvariablen F und K auf ihren neuen steady-state zu.

Schließlich soll noch ein Vergleich zwischen den Ergebnissen dieses NATREX-Modells und denen der NATREX-Modelle zu Deutschland von Stein/Sauernheimer [1996] und zu den USA von Stein [1995] gezogen werden: In allen Modellen reagiert der reale Wechselkurs auf die erhöhte Zeitpräferenz mittelfristig mit einer Aufwertung. Während jedoch im hier betrachteten Modell der Kapitalstock in der langen Frist zunächst auf jeden Fall ansteigt und auch der neue steady-state-Wert des Kapitalstocks möglicherweise höher ist als der alte, sinkt der Kapitalstock im Modell von Stein eindeutig. Denn ein am Weltkapitalmarkt großes Land wie die USA wird bei steigender Zeitpräferenz den Weltkapitalmarktzins in die Höhe treiben und damit das inländische Investitionsvolumen dauerhaft verringern. In einem bezogen auf den Weltkapitalmarkt kleinen Land jedoch ist das Realzinsniveau langfristig exogen. Die Investitionen werden statt dessen von der realen Aufwertung, also von der verbilligten Rohstoffeinfuhr, nach oben gedrückt. Im Modell von Stein/Sauernheimer zu Deutschland wird dieser Effekt nicht berücksichtigt, so daß der Kapitalstock langfristig konstant bleibt.

Ein zweiter Unterschied betrifft die Entwicklung der Auslandsverschuldung: In den NATREX-Modellen von Stein/Sauernheimer und Stein steigt die Auslandsverschuldung aus den gleichen Gründen wie in unserem Modell an.⁵⁷ Diese Tendenz verstärkt sich im Modell für die USA noch dadurch, daß der Kapitalstock (und damit die Ersparnis) sinkt. Im Gegensatz zu diesen beiden Modellen steigt der Kapitalstock im vorliegenden NATREX-Modell jedoch zumindest vorübergehend an, was zusätzliche Ersparnis hervorruft und der zunehmenden Auslandsverschuldung zuwiderläuft. Während hier also die Auslandsverschuldung im Endeffekt steigen oder sinken kann, muß sie in den beiden anderen Modellen zunehmen.

Diese möglichen Unterschiede in der Entwicklung der Bestandsgrößen generieren Unterschiede in der langfristigen Entwicklung des realen Wechselkurses. Die Vielfalt der möglichen Anpassungspfade des realen Wechselkurses in unserem Modell ist oben beschrieben worden. In den beiden anderen Modellen kann es nur zu einem Spezialfall davon, dem in Abb. 15 (a) dargestellten, kommen. Da bei ihnen die Nettoauslandsschuld im neuen steady-state eindeutig gegenüber dem alten gestiegen sein muß, wird das Inland dort in jedem Fall eine höhere Zinslast zu tragen haben. Weil aber die Leistungsbilanz im steady-state ausgeglichen ist, muß diesen nun höheren Zinszahlungen an das Ausland ein gesteigerter Handelsbilanzüberschuß gegenüberstehen. Deshalb muß der neue steady-state-Wert des realen Wechselkurses in ihren Modellen unterhalb des alten R^* liegen. Fazit: Während in anderen NATREX-Modellen ein Anstieg der Zeitpräferenzrate langfristig zwangsläufig eine reale Abwertung der Inlandswährung gemäß Abb. 15 (a) hervorruft, ist dies in unserem Modell nur eine mehrerer Möglichkeiten.

⁵⁷ Da sie keinen Relativpreiseffekt berücksichtigen, hat sich die Leistungsbilanz bei ihnen im mittelfristigen Gleichgewicht eindeutig verschlechtert.

2. Anstieg der Produktivität im Inland

Formale Ergebnisse:

(2a) *Mittelfristiger Multiplikator für R:*

$$\left(\frac{\partial R}{\partial u}\right) = \frac{\frac{\partial I}{\partial u} - \frac{\partial Q}{\partial u}}{-\frac{\partial I}{\partial R} - \frac{\partial(X-M)}{\partial R}};$$

für $\frac{\partial I}{\partial u} > \frac{\partial Q}{\partial u}$ (Fall 1) gilt $\left(\frac{\partial R}{\partial u}\right) > 0$;

für $\frac{\partial I}{\partial u} < \frac{\partial Q}{\partial u}$ (Fall 2) gilt $\left(\frac{\partial R}{\partial u}\right) < 0$.

(2b) *Horizontale Verschiebung der $\dot{K} = 0$ -Kurve:*

$$\left.\frac{dK}{du}\right|_{\dot{K}=0} = -\frac{J_u}{J_K} = -\frac{\frac{\partial I}{\partial u} + \frac{\partial I}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial u}}{J_K};$$

für $\frac{\partial I}{\partial u} > \frac{\partial Q}{\partial u}$ (und generell für $J_u > 0$) gilt $\left.\frac{dK}{du}\right|_{\dot{K}=0} > 0$.

(2c) *Horizontale Verschiebung der $\dot{F} = 0$ -Kurve:*

$$\begin{aligned} \left.\frac{dK}{du}\right|_{\dot{F}=0} &= -\frac{L_u}{L_K} = -\frac{\frac{\partial I}{\partial u} + \frac{\partial I}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial u} - \left[a \frac{p}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial u} + (1 - a \frac{p}{R}) \frac{\partial Q}{\partial u}\right]}{L_K} \\ &= \frac{\frac{\partial(X-M)}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial u} + a \frac{p}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial u} - a \frac{p}{R} \frac{\partial Q}{\partial u}}{L_K}. \end{aligned}$$

Die evtl. Rechtsverschiebung der $\dot{K} = 0$ -Kurve ist größer als eine evtl. Rechtsverschiebung der $\dot{F} = 0$ -Kurve, wenn gilt:⁵⁸

$$\Sigma_K J_u > J_K \Sigma_u \Leftrightarrow$$

$$\Sigma_K \left(\frac{\partial J}{\partial u} + \frac{\partial J}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial u} \right) > J_K \left[a \frac{p}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial u} + \left(1 - a \frac{p}{R} \right) \frac{\partial Q}{\partial u} \right].$$

Diese Bedingung ist für $\frac{\partial I}{\partial u} > \frac{\partial Q}{\partial u}$ immer erfüllt und gilt generell für $J_u > 0 \wedge \Sigma_u > 0$, da dann die linke Seite der Ungleichung positiv und die rechte Seite negativ wird.

(2d) *Multiplikator für K^* :*

$$\left(\frac{\partial K^*}{\partial u}\right) = \frac{\Sigma_F J_u - J_F \Sigma_u}{J_K L_F - L_K J_F} = \frac{\Sigma_F \left(\frac{\partial I}{\partial u} + \frac{\partial I}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial u} \right) - J_F \left[a \frac{p}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial u} + \left(1 - a \frac{p}{R} \right) \frac{\partial Q}{\partial u} \right]}{J_K L_F - L_K J_F};$$

⁵⁸ Zum Schema der Herleitung dieser Ungleichung, vgl. Störung 5.

für $\frac{\partial I}{\partial u} > \frac{\partial Q}{\partial u}$ (und generell für $J_u > 0 \wedge \Sigma_u > 0$) gilt $\left(\frac{\partial K^*}{\partial u}\right) > 0$.

(2e) Multiplikator für F^* :

$$\left(\frac{\partial F^*}{\partial u}\right) = \frac{J_K \Sigma_u - \Sigma_K J_u}{J_K L_F - L_K J_F} = \frac{J_K \left[a \frac{p}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial u} + (1 - a \frac{p}{R}) \frac{\partial Q}{\partial u} \right] - \Sigma_K \left(\frac{\partial I}{\partial u} + \frac{\partial I}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial u} \right)}{J_K L_F - L_K J_F};$$

für $\frac{\partial I}{\partial u} > \frac{\partial Q}{\partial u}$ (und generell für $J_u > 0 \wedge \Sigma_u > 0$) gilt $\left(\frac{\partial F^*}{\partial u}\right) < 0$.

(2f) Langfristiger Multiplikator für R^* :

$$\frac{\partial R^*}{\partial u} = \frac{\partial R}{\partial K} \frac{\partial K^*}{\partial u} + \frac{\partial R}{\partial F} \frac{\partial F^*}{\partial u} + \frac{\partial R}{\partial u}.$$

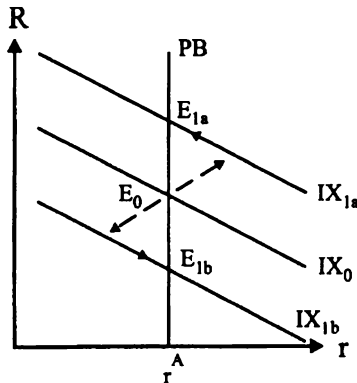


Abb. 16: Mittelfristige Auswirkungen eines Produktivitätsanstiegs

Der Nettoeffekt eines z. B. durch technischen Fortschritt hervorgerufenen Produktivitätsanstiegs auf die Kapitalbilanz, ist mittelfristig unbestimmt (vgl. (2a)): Zum einen werden mit der Grenzproduktivität des Kapitals die Investitionen ansteigen, zum anderen der inländische Output und damit die Ersparnis. Steigen die Investitionen stärker als die Ersparnis, kommt es – bei vorher ausgeglichener Kapitalbilanz – zu Nettokapitalimporten (Fall 1) und damit in Abb. 16 zu einer Verschiebung der IX-Kurve nach oben; steigen die Investitionen hingegen nur geringer als die Ersparnis, kommt es zu Nettokapitalexporten (Fall 2) und damit in Abb. 16 zu einer Verschiebung der IX-Kurve nach unten.⁵⁹ Im ersten Fall wird sich

⁵⁹ Die Produktivitätssteigerung hat – ähnlich wie schon bei der ersten Störung und im Kapitel zur mittelfristigen Dynamik besprochen und ganz unabhängig davon, ob Fall 1 oder Fall 2 zugrunde gelegt wird – noch weitere Auswirkungen: Um die Produktion bei fixem Rohstoff-Inputkoeffizienten ausdehnen zu können, werden die Rohstoffimporte zunehmen

die Inlandswährung real aufwerten, was über eine Verschlechterung der Leistungsbilanz (trotz zusätzlich steigender Investitionstätigkeit) eine ausgeglichene Zahlungsbilanz und Gütermarktgleichgewicht im Inland sicherstellt. Ganz analog zur Störung „Anstieg der inländischen Zeitpräferenzrate“ kann vorübergehend das inländische Realzinsniveau steigen bevor das neue mittelfristige Gleichgewicht (E_{1a} in Abb. 16) erreicht ist. Umgekehrt wird sich im zweiten Fall (bei Nettokapitalexporten) die Inlandswährung real abwerten, was die Leistungsbilanz verbessert und damit internes und externes Gleichgewicht sicherstellt. Die reale Abwertung wird außerdem wieder zu einer Verringerung der gestiegenen Investitionen führen. Bis das neue mittelfristige Gleichgewicht (E_{1b} in Abb. 16) erreicht ist, kann es hier zu vorübergehenden Realzinssenkungen kommen.⁶⁰

In *Fall 1* steigen die Investitionen mittelfristig also einerseits unmittelbar wegen der Produktivitätssteigerung, andererseits indirekt wegen der induzierten realen Aufwertung. Langfristig wird der Kapitalstock damit eindeutig zunehmen (die $\dot{K} = 0$ -Kurve verschiebt sich nach rechts; vgl. (2b)). Ebenso eindeutig wie die Investitionen, also sowohl unmittelbar als auch wegen der realen Aufwertung, steigt

und sich mithin die Handelsbilanz verschlechtern. Weil diese zusätzlichen Rohstoffimporte aber in vollem Umfang zu Lasten des realen Bruttoinlandsprodukts und damit der realen Ersparnis gehen, bleibt das Gütermarktgleichgewicht von diesem Effekt unberührt. Dieser Effekt hat also für sich genommen mittelfristig keine Auswirkungen auf realen Wechselkurs und Realzins. Langfristig kommt er jedoch über seinen Einfluß auf die Kapitalbilanz und damit auf die Nettoauslandsschuld zum Tragen. Ohne daß darauf immer wieder hingewiesen wird, sind diese Unterschiede zwischen der mittleren und der langen Frist bei allen besprochenen Störungen zu machen. Denn bei jeder Störung wird mittelfristig der reale Wechselkurs R variieren. Mit R ändert sich aber immer auch der in Einheiten des im Inland hergestellten Gutes ausgedrückte Wert der Rohstoffimporte mit den genannten parallelen Auswirkungen auf Kapital- und Leistungsbilanz. So kommt es, daß bei manchen Störungen in der langfristigen Dynamik u. U. Effekte besprochen werden, die ihren Ursprung in der mittelfristigen Dynamik haben, dort aber nicht erwähnt wurden.

⁶⁰ Fall 2 wird in den mir bekannten NATREX-Modellen (vgl. z. B. Stein [1995], S. 66, oder Allen [1995], S. 24) nicht behandelt, obwohl er formal nie ausgeschlossen werden kann. Ursache dessen ist vermutlich die Überlegung, daß bei bereits im Unternehmen befindlichem Kapital die Grenzproduktivität des Kapitals auch bei technischem Fortschritt kaum zunehmen wird. Vielmehr muß vom Unternehmen erst neues Kapital beschafft, also investiert werden, damit der technische Fortschritt sich über die modernen Investitionsgüter auch in höhere Produktion umsetzen kann. Trotz dieses gut nachvollziehbaren Arguments soll Fall 2 hier behandelt werden, wofür mehrere Gründe sprechen:

1. Orientiert man sich an den Modellgleichungen, kann diese gedankliche Unterscheidung zwischen dem Zeitpunkt höherer Investitionen und dem Zeitpunkt höheren Outputs nicht gerechtfertigt werden.

2. Zwischen einer Investition und dem darauffolgenden Produktionsanstieg muß nicht zwangsläufig ein langer Zeitraum liegen. Da es sich hier um eine mittel- bis langfristige Analyse handelt, können beide Effekte durchaus in die gleiche Periode fallen.

3. Der Produktivitätsparameter u kann – wie eingangs schon erwähnt – durchaus auch mit dem Arbeitseinsatz multiplikativ verknüpft sein. Ein Anstieg von u wäre dann primär als Steigerung der Arbeitsproduktivität zu verstehen. Der die Investitionen anregende Anstieg der Grenzproduktivität des Kapitals wäre dann nur ein Nebeneffekt und für die primäre Produktionsausdehnung nicht notwendig.

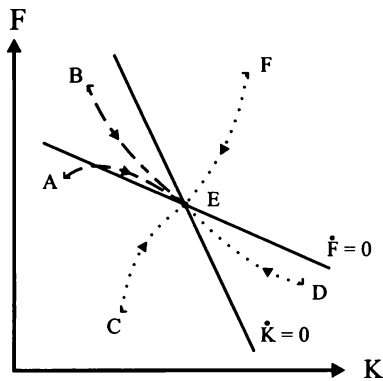


Abb. 17: Mögliche Trajektorien
infolge eines Produktivitätsanstiegs

mittelfristig im ersten Fall aber auch die Ersparnis. Damit ist der Effekt auf die Auslandsverschuldung unklar (vgl. (2c)). Nähere Einblicke gewährt jedoch auch hier – wie bei der Variation der Zeitpräferenzrate – die Betrachtung der Leistungsbilanz ($\dot{F} = I - S = -CA$). Ganz analog zu dem Fall einer gestiegenen inländischen Zeitpräferenz müßte auch hier der Relativpreiseffekt billigerer Rohstoffimporte alle anderen mittelfristigen Effekte⁶¹ auf die Leistungsbilanz überwiegen, damit letztere sich nicht verschlechtert. Nur in diesem höchst unplausiblen Fall wird die Auslandsverschuldung sich von Beginn der langfristigen Dynamik an verringern (Trajektorie BE in Abb. 17). Erheblich realistischer ist es jedoch anzunehmen, daß die Leistungsbilanz sich mittelfristig verschlechterte. Das bedeutet, daß auch die Nettokapitalexporte gesunken (bzw. die Nettokapitalimporte gestiegen) sein müssen, mithin die Auslandsverschuldung zunächst ansteigt (Verschiebung der $\dot{F} = 0$ -Kurve nach rechts). Selbst wenn die $\dot{F} = 0$ -Kurve sich nun aber nach rechts verschiebt, kann gezeigt werden, daß die $\dot{K} = 0$ -Kurve sich weiter nach rechts verschiebt als die $\dot{F} = 0$ -Kurve. Der wesentliche Grund dafür ist, daß die (eindeutige) Steigerung der Investitionen beide Kurven c. p. nach rechts verschiebt, die (eindeutige) Steigerung der Ersparnis aber nur die $\dot{F} = 0$ -Kurve c. p. nach links verschiebt.

Aus diesen Gründen sind für Fall 1 in Abb. 17 nur die Trajektorien AE und BE möglich und nur die Trajektorie AE wirklich plausibel. Nicht nur der Kapitalstock, sondern auch die Auslandsverschuldung wird sich also in der langen Frist nach einer Produktivitätssteigerung im Inland zunächst vergrößern, obwohl die Ersparnis mittelfristig gestiegen ist. Nach und nach treibt der immer weiter steigende Kapi-

⁶¹ Diese Effekte sind zum einen mengenmäßig steigende Rohstoffimporte wegen gesteigener Produktivität, zum anderen eine verschlechterte Handelsbilanz im Konsumgüterbereich wegen der realen Aufwertung (vgl. (2c), 2. Zeile).

talstock die Ersparnis in die Höhe. Gleichzeitig sinkt wegen des steigenden Kapitalstocks und der steigenden Auslandsverschuldung die Investitionstätigkeit. Diese Gegenteilstendenzen setzen sich bald durch, und die Auslandsverschuldung beginnt wieder zu sinken. Da die $\dot{K} = 0$ -Kurve sich weiter nach rechts verschoben haben muß als die $\dot{F} = 0$ -Kurve, muß der neue steady-state-Wert der Auslandsverschuldung sogar niedriger liegen als der alte. Der langfristige Nettoeffekt einer Produktivitätssteigerung im Inland ist in Fall 1 also eine gesunkene Auslandsverschuldung bei angewachsenem Kapitalstock (vgl. (2d) und (2e)).

Der Nettoeffekt auf den realen Wechselkurs ist (auch unter Vernachlässigung von Trajektorie BE) weniger klar: Mittelfristig wird die Inlandswährung sich – wie erwähnt – real aufwerten, in der langen Frist wegen steigender Auslandsverschuldung und steigendem Kapitalstock zunächst auf jeden Fall abwerten. In dem Maße, in dem sich die Auslandsverschuldung aber später wieder reduziert, stehen dieser Entwicklung schließlich wieder Aufwertungstendenzen gegenüber. Prinzipiell sind auch bei dieser Störung alle in Abb. 15 dargestellten Zeitpfade für die Entwicklung des realen Wechselkurses denkbar.

Fall 2 gleicht Fall 1 darin, daß als unmittelbare Folge der Steigerung der Grenzproduktivität des Kapitals Investitionen und Ersparnis ansteigen (Primäreffekte). Da sich aber in Fall 2 die Inlandswährung mittelfristig real ab- statt aufwertet, wird es auch mittelfristig schon zu Tendenzen zu einer Verringerung sowohl der Ersparnis⁶² als auch der Investitionen kommen (Sekundäreffekte). Prinzipiell ist damit in Fall 2 langfristig für Kapitalstock und Auslandsverschuldung sowohl ein Anstieg (Rechtsverschiebung der $\dot{K} = 0$ - bzw. $\dot{F} = 0$ -Kurve) als auch eine Verringerung (Linksverschiebung der $\dot{K} = 0$ - bzw. $\dot{F} = 0$ -Kurve) denkbar. Die beiden Kurven können sich in die gleiche, aber auch in verschiedene Richtungen verschieben.

Nimmt man jedoch an, daß die Primäreffekte auf Investition und Ersparnis die Sekundäreffekte überwiegen, Investitionen und Ersparnis mittelfristig also ansteigen ($J_u > 0$ und $\Sigma_u > 0$), sind auch in Fall 2 nur die Trajektorien AE und BE möglich. Im Unterschied zu Fall 1 kann hier jedoch hinsichtlich der Plausibilität nicht zwischen Trajektorie AE und Trajektorie BE diskriminiert werden. Kapitalbilanz und Leistungsbilanz können sich mittelfristig entweder beide verbessern, aber auch beide verschlechtern,⁶³ weshalb die Nettoauslandsschuld zu Beginn der langfristigen Entwicklung sowohl zu- als auch abnehmen kann. Der steady-state-Wert des Kapitalstocks wird auch hier ansteigen, der der Auslandsverschuldung sinken (vgl. (2d) und (2e)). Die *langfristige* Entwicklung des realen Wechselkurses entspricht

⁶² Vgl. dazu Fußnote 59 dieses Kapitels.

⁶³ Zum Beispiel sind folgende Effekte auf die Leistungsbilanz aufzuzählen (vgl. (2c), 2. Zeile): Die reale Abwertung der Inlandswährung verbessert die Handelsbilanz im Bereich der Konsumgüter. Dieser Effekt wirkt auf eine Leistungsbilanzverbesserung hin. Die ursprüngliche Produktionsausdehnung (in Fall 2 noch als besonders drastisch angenommen) wirkt dagegen auf steigende Rohstoffimporte hin. Darüber hinaus werden die Rohstoffimporte wegen der realen Abwertung für das Inland relativ teurer. Die letzten beiden Effekte wirken auf eine Leistungsbilanzverschlechterung hin.

damit der im Fall 1; bei Zugrundelegen von Trajektorie BE ist jedoch zusätzlich eine weitere Variante möglich: Da die Auslandsverschuldung u. U. kontinuierlich bis zu ihrem neuen steady-state fällt, ist es möglich, daß die Inlandswährung sich langfristig kontinuierlich real aufwertet (die IX-Kurve sich in der langen Frist kontinuierlich nach rechts verschiebt), ohne daß es zwischendrin zu einer realen Abwertung kommt. Doch auch bei Trajektorie BE ist eine langfristig kontinuierliche reale Aufwertung keineswegs zwangsläufig. Dem steht die Vergrößerung des Kapitalstocks entgegen, die auf eine reale Abwertung hinwirkt. *Mittelfristig* wird sich die Inlandswährung in Fall 2 immer real abwerten. Kombiniert man mittel- und langfristige Effekte, sind folgende zeitliche Entwicklungspfade für den realen Wechselkurs denkbar:

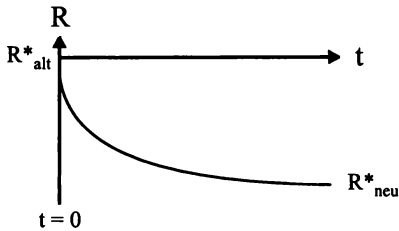


Abb. 18 (a)

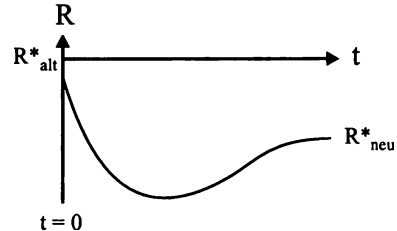


Abb. 18 (b)

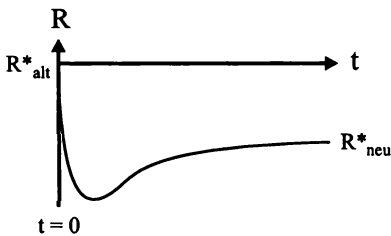


Abb. 18 (c)

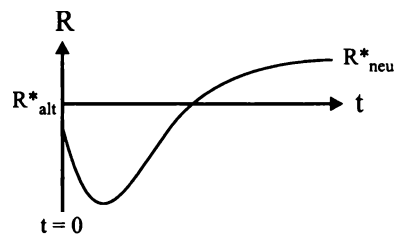


Abb. 18 (d)

Abb. 18: Mögliche Zeitpfade des realen Wechselkurses infolge eines Produktivitätsanstiegs bei Fall 2 und Überwiegen der Primäreffekte

Es zeigt sich, daß auch hier ein Überschießen des realen Wechselkurses möglich ist.

Nur wenn in Fall 2 die Sekundäreffekte auf Investition und/oder Ersparnis größer sind als die Primäreffekte, können Trajektorien wie CE, DE oder FE resultieren. Zieht man auch diese Möglichkeit in Betracht, ist nicht mehr festgelegt, wie sich Ersparnis und Investitionen mittelfristig entwickeln. Damit ist auch langfristig jede Kombination zwischen einem steigenden oder fallenden Kapitalstock und einer steigenden oder fallenden Auslandsverschuldung möglich. Dies läßt natürlich

auch eine Vielzahl von Möglichkeiten für die langfristige Entwicklung des realen Wechselkurses.

Schließlich sollen diese Ergebnisse wieder mit denen einer analogen Störung in den NATREX-Modellen von Stein / Sauernheimer [1996] und Stein [1995] verglichen werden. Dabei ist zu berücksichtigen, daß beide nur Fall 1 betrachten. Wenn sich auch die Anpassungsmechanismen in den verschiedenen Modellen z. T. voneinander unterscheiden, entsprechen sich die Ergebnisse für diesen Fall 1 hinsichtlich der endogenen Variablen R , K und F .⁶⁴ So verschiebt sich mittelfristig in allen Modellen die IX-Kurve nach rechts, und auch K und F folgen jeweils der Trajektorie AE. Da sich in allen Modellen auch die Rückwirkungen von Kapitalstock und Auslandsverschuldung auf den realen Wechselkurs qualitativ entsprechen, ist jeweils auch die langfristige Entwicklung des realen Wechselkurses (für Fall 1) die gleiche.

3. Steigerung der Rohstoffeffizienz

Formale Ergebnisse:

(3a) *Mittelfristiger Multiplikator für R:*

$$\left(\frac{\partial R}{\partial a}\right) = \frac{\frac{\partial I}{\partial a}}{-\frac{\partial I}{\partial R} - \frac{\partial(X-M)}{\partial R}} < 0.$$

(3b) *Horizontale Verschiebung der $\dot{K} = 0$ -Kurve:*

$$\left.\frac{dK}{da}\right|_{\dot{K}=0} = -\frac{J_a}{J_K} = -\frac{\frac{\partial I}{\partial a} + \frac{\partial I}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial a}}{J_K} < 0.$$

(3c) *Horizontale Verschiebung der $\dot{F} = 0$ -Kurve:*

$$\left.\frac{dK}{da}\right|_{\dot{F}=0} = -\frac{L_a}{L_K} = -\frac{\frac{\partial I}{\partial a} + \frac{\partial I}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial a} - \left(-\frac{p}{R} Q + a \frac{p}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial a}\right)}{L_K}.$$

Die Linksverschiebung der $\dot{K} = 0$ -Kurve ist größer als eine evtl. Linksverschiebung der $\dot{F} = 0$ -Kurve, wenn gilt:

⁶⁴ Naturgemäß wird der Realzins r in Steins Modell für die USA im Unterschied zu den anderen Modellen auch über die kurze Frist hinaus variieren.

$$\begin{aligned}
\frac{J_a}{J_K} &> \frac{J_a - \Sigma_a}{J_K - \Sigma_K} \Leftrightarrow \\
-\Sigma_K J_a &> -J_K \Sigma_a \Leftrightarrow \\
-\Sigma_K \left(\frac{\partial J}{\partial a} + \frac{\partial J}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial a} \right) &> -J_K \left(-\frac{p}{R} Q + a \frac{p}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial a} \right).
\end{aligned}$$

Diese Bedingung ist grundsätzlich erfüllt.

(3d) Multiplikator für K^* :

$$\left(\frac{\partial K^*}{\partial a} \right) = \frac{\Sigma_F J_a - J_F \Sigma_a}{J_K L_F - L_K J_F} = \frac{\Sigma_F \left(\frac{\partial J}{\partial a} + \frac{\partial J}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial a} \right) - J_F \left(a \frac{p}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial a} - \frac{p}{R} Q \right)}{J_K L_F - L_K J_F} < 0.$$

(3e) Multiplikator für F^* :

$$\left(\frac{\partial F^*}{\partial a} \right) = \frac{J_K \Sigma_a - \Sigma_K J_a}{J_K L_F - L_K J_F} = \frac{J_K \left(a \frac{p}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial a} - \frac{p}{R} Q \right) - \Sigma_K \left(\frac{\partial J}{\partial a} + \frac{\partial J}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial a} \right)}{J_K L_F - L_K J_F} > 0.$$

(3f) Langfristiger Multiplikator für R^* :

$$\frac{\partial R^*}{\partial a} = \frac{\partial R}{\partial K} \frac{\partial K^*}{\partial a} + \frac{\partial R}{\partial F} \frac{\partial F^*}{\partial a} + \frac{\partial R}{\partial a}.$$

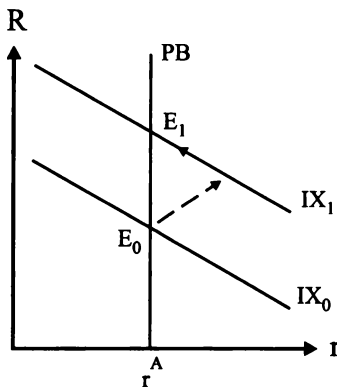


Abb. 19: Mittelfristige Auswirkungen einer gestiegenen Rohstoffeffizienz

Bereits bei der Beschreibung der Produktionsfunktion wurde dargelegt, daß technischer Fortschritt, der eine effizientere Nutzung der Rohstoffe im inländi-

schen Produktionsprozeß ermöglicht (der Parameter a sinkt also), den inländischen Output wegen (27) zunächst einmal konstant läßt. Statt dessen wird der Rohstoffanteil an der Produktion (bei konstantem Output) gesenkt, was die Leistungsbilanz verbessert, weil alle Rohstoffe ja annahmegemäß importiert werden. In gleichem Umfang wie die Rohstoffimporte zurückgehen steigt aber das reale Bruttoinlandsprodukt und damit die Ersparnis an. Der Umfang der daraus resultierenden Kapitalabflüsse entspricht exakt der Leistungsbilanzverbesserung. Diese Effekte führen für sich genommen also weder auf dem inländischen Gütermarkt noch in der Zahlungsbilanz zu Tendenzen weg vom Gleichgewicht. Die höhere Rohstoffeffizienz schlägt sich nun aber auch in einer höheren Nettogrenzproduktivität des Kapitals nieder. Die Investitionen werden also steigen, was Kapitalzuflüsse aus dem Ausland erforderlich macht (die IX-Kurve verschiebt sich nach oben, vgl. Abb. 19 und (3a)). Wegen der gestiegenen Nachfrage nach Inlandswährung wird sich diese real aufwerten, was über eine Verschlechterung der Leistungsbilanz das mittelfristige Gleichgewicht wieder herstellt. Die reale Aufwertung wird darüber hinaus zu zusätzlichen Investitionen sowie zu steigender Ersparnis führen. Vorübergehend kann es während des Anpassungsprozesses zu Realzinssteigerungen im Inland kommen.

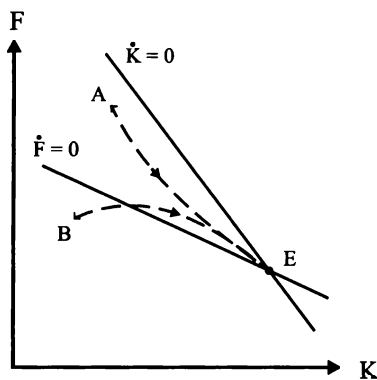


Abb. 20: Mögliche Trajektorien infolge einer gestiegenen Rohstoffeffizienz

Die gestiegene Nettogrenzproduktivität des Kapitals und die reale Aufwertung verschieben nun die $\dot{K} = 0$ -Kurve nach rechts (vgl. (3b) und Abb. 20): Mit den angewachsenen Investitionen nimmt allmählich der Kapitalstock zu. Die Auslandsverschuldung hingegen kann zu Beginn der langen Frist sowohl steigen als auch fallen, denn die in der mittleren Frist gestiegenen Investitionen wirken auf einen Anstieg, die mittelfristig ebenso eindeutig gestiegene Ersparnis aber auf eine Verringerung der Auslandsverschuldung hin. So kann sich die $\dot{F} = 0$ -Kurve sowohl nach rechts als auch nach links verschieben (vgl. (3c) und Abb. 20). Für den Fall, daß sie sich nach rechts verschiebt, kann jedoch gezeigt werden, daß die $\dot{K} = 0$ -

Kurve sich weiter nach rechts verschoben haben muß. Wenn also die Auslandsverschuldung wegen hoher Investitionen zu Beginn der langen Frist ansteigt (Trajektorie BE), wird die Ersparnis infolge des wachsenden Kapitalstocks nach einiger Zeit so groß werden, daß auch die Nettoauslandsforderungen des Inlands wieder ansteigen. Schließlich wird der alte steady-state-Wert der Auslandsverschuldung in jedem Fall unterschritten werden (vgl. (3e)).

Ein alternatives Szenario bestünde darin, daß die Ersparnis schon mittelfristig so ansteigt, daß die Auslandsverschuldung schon von Beginn der langen Frist an und kontinuierlich bis zu ihrem neuen steady-state zurückgeht (Trajektorie AE).

Wie beschrieben wird die höhere Rohstoffeffizienz mittelfristig zu einer realen Aufwertung der Inlandswährung führen. Langfristig wird der steigende Kapitalstock auf eine reale Abwertung hinwirken und die (schließlich auf jeden Fall) sinkende Auslandsverschuldung auf eine Aufwertung. Dementsprechend sind für den realen Wechselkurs als Folge dieser Störung alle in Abb. 15 wiedergegebenen Zeitpfade möglich, zusätzlich (bei Trajektorie AE) aber auch die folgenden:

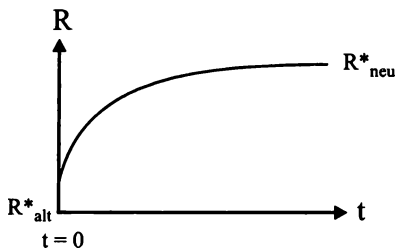


Abb. 21 (a)

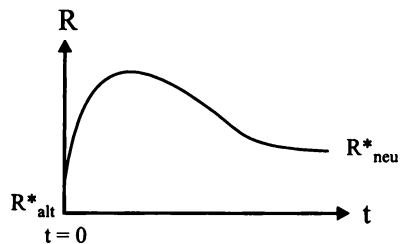


Abb. 21 (b)

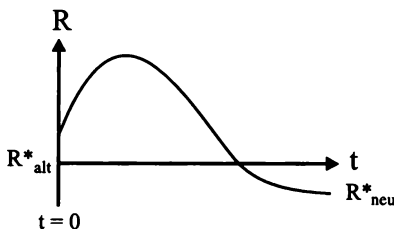


Abb. 21 (c)

Abb. 21: Mögliche Zeitpfade des realen Wechselkurses
infolge einer gestiegenen Rohstoffeffizienz und anderer Störungen (s. u.)

Abb. 21 (a) macht deutlich, daß der reale Wechselkurs bei dieser Störung auch über eine kontinuierliche Aufwertung, also ohne zu „mäandrieren“, seinen neuen steady-state-Wert erreichen kann. Dies ist aber nur dann der Fall, wenn die Auslandsverschuldung von Beginn der langen Frist an kontinuierlich abnimmt und dies

einen größeren Effekt auf den realen Wechselkurs hat als der zunehmende Kapitalstock.

4. Verlagerung der Präferenzen der Inländer von importierten hin zu im Inland hergestellten Konsumgütern

Formale Ergebnisse:

(4a) *Mittelfristiger Multiplikator für R:*

$$\left(\frac{\partial R}{\partial \tau}\right) = -\frac{\frac{\partial M}{\partial \tau}}{-\frac{\partial I}{\partial R} - \frac{\partial(X-M)}{\partial R}} > 0.$$

(4b) *Horizontale Verschiebung der $\dot{K} = 0$ -Kurve:*

$$\left.\frac{dK}{d\tau}\right|_{\dot{K}=0} = -\frac{J_{\tau}}{J_K} = -\frac{\frac{\partial I}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial \tau}}{J_K} > 0.$$

(4c) *Horizontale Verschiebung der $\dot{F} = 0$ -Kurve:*

$$\left.\frac{dK}{d\tau}\right|_{\dot{F}=0} = -\frac{L_{\tau}}{L_K} = -\frac{\frac{\partial I}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial \tau} - a \frac{p}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial \tau}}{L_K}.$$

Die Rechtsverschiebung der $\dot{K} = 0$ -Kurve ist größer als eine evtl. Rechtsverschiebung der $\dot{F} = 0$ -Kurve, wenn gilt:

$$\Sigma_K J_{\tau} > J_K \Sigma_{\tau} \quad \Leftrightarrow$$

$$\Sigma_K \frac{\partial J}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial \tau} > J_K a \frac{p}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial \tau}.$$

Da die linke Seite der Ungleichung positiv, die rechte aber negativ ist, ist diese Ungleichung immer erfüllt.

(4d) *Multiplikator für K^* :*

$$\left(\frac{\partial K^*}{\partial \tau}\right) = \frac{\Sigma_F J_{\tau} - J_F \Sigma_{\tau}}{J_K L_F - L_K J_F} = \frac{\Sigma_F \frac{\partial I}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial \tau} - J_F a \frac{p}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial \tau}}{J_K L_F - L_K J_F} > 0.$$

(4e) *Multiplikator für F^* :*

$$\left(\frac{\partial F^*}{\partial \tau}\right) = \frac{J_K \Sigma_\tau - \Sigma_K J_\tau}{J_K L_F - L_K J_F} = \frac{J_K a \frac{p}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial \tau} - \Sigma_K \frac{\partial J}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial \tau}}{J_K L_F - L_K J_F} < 0.$$

(4f) *Langfristiger Multiplikator für R^* :*

$$\frac{\partial R^*}{\partial \tau} = \frac{\partial R}{\partial K} \frac{\partial K^*}{\partial \tau} + \frac{\partial R}{\partial F} \frac{\partial F^*}{\partial \tau} + \frac{\partial R}{\partial \tau}.$$

Die Graphiken entsprechen Abb. 19 und 20.

Eine Geschmacksverlagerung im Inland von importierten hin zu im Inland hergestellten Konsumgütern (bei konstantem Konsumniveau im Inland), also ein Anstieg von τ , verbessert die gewünschte Leistungsbilanz. Damit verschiebt sich die IX-Kurve nach oben (von IX_0 nach IX_1 in Abb. 19; vgl. auch (4a)). Infolge der verbesserten Leistungsbilanz wird sich die Inlandswährung aufwerten, z. B. weil bei flexiblen Wechselkursen die Nachfrage nach Inlandswährung größer ist als das Angebot. Die reale Aufwertung verschlechtert die Leistungsbilanz wieder, bis das mittelfristige Gleichgewicht (E_1 in Abb. 19) erreicht ist. Vorübergehend wird es auch hier u. U. zu Realzinssteigerungen kommen.

Betrachtet man die Wirkungskette soweit, entsteht der Eindruck, daß von dieser Störung ausschließlich die Leistungsbilanz, nicht aber die Kapitalbilanz betroffen ist, daß also die Störung keine Auswirkungen auf die Bestandsvariablen K und F hat. Da mit der realen Aufwertung jedoch einerseits die Nettogrenzproduktivität des Kapitals ansteigt, werden Steigerungen der Investitionstätigkeit hervorgerufen. Andererseits werden die nun relativ billigeren Rohstoffe das Realeinkommen und damit die Ersparnis im Inland steigern. Die höhere Nettogrenzproduktivität des Kapitals verschiebt die $\dot{K} = 0$ -Kurve nach rechts (vgl. (4b)), der Kapitalstock beginnt wegen der zusätzlichen Investitionen zu steigen. Da mittelfristig sowohl die Investitionen als auch die Ersparnis ansteigen, kann es sowohl zu Nettokapitalexporten als auch zu Nettokapitalimporten kommen, die $\dot{F} = 0$ -Kurve sich sowohl nach links als auch nach rechts verschieben (vgl. (4c)). Wenn sich die $\dot{F} = 0$ -Kurve jedoch nach rechts verschiebt, muß sich die $\dot{K} = 0$ -Kurve weiter nach rechts verschieben.⁶⁵ Damit muß der neue steady-state-Wert der Auslandsverschuldung niedriger liegen als der alte (vgl. (4e)). Zu Beginn der langfristigen Dynamik kann die Auslandsverschuldung jedoch sowohl zunehmen (bei Nettokapitalimporten, vgl. Trajektorie BE in Abb. 20) als auch abnehmen (bei Nettokapitalexporten, vgl. Trajektorie AE in Abb. 20). Daß die Auslandsverschuldung jedoch auch im ersten dieser Fälle letztendlich sinken muß, liegt daran, daß mit steigendem Kapitalstock

⁶⁵ Die gestiegenen Investitionen wirken eindeutig auf eine Rechtsverschiebung beider Kurven hin, während die gestiegene Ersparnis auf eine Linksverschiebung nur der $dF/dt = 0$ -Kurve hinwirkt.

auch die inländische Ersparnis immer weiter ansteigt, weshalb auch die Nettokapitalimporte immer weiter abnehmen.

Bezüglich der langfristigen Dynamik des realen Wechselkurses kann auch hier keine eindeutige Aussage getroffen werden. Der steigende Kapitalstock induziert c. p. eine reale Abwertung, die sinkende Auslandsverschuldung eine reale Aufwertung der Inlandswährung. Zusammengenommen sind alle in den Abb. 15 und Abb. 21 wiedergegebenen Zeitpfade für den realen Wechselkurs infolge der Geschmacksverlagerung hin zum Inland denkbar.

5. Verringerung des relativen Preises importierter Rohstoffe

Formale Ergebnisse:

(5a) *Mittelfristiger Multiplikator für R:*

$$\left(\frac{\partial R}{\partial p}\right) = \frac{\frac{\partial I}{\partial p}}{-\frac{\partial I}{\partial R} - \frac{\partial(X-M)}{\partial R}} < 0.$$

(5b) *Horizontale Verschiebung der $\dot{K} = 0$ -Kurve:*

$$\left.\frac{dK}{dp}\right|_{\dot{K}=0} = -\frac{J_p}{J_K} = -\frac{\frac{\partial I}{\partial p} + \frac{\partial I}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial p}}{J_K} < 0.$$

(5c) *Horizontale Verschiebung der $\dot{F} = 0$ -Kurve:*

$$\left.\frac{dK}{dp}\right|_{\dot{F}=0} = -\frac{L_p}{L_K} = -\frac{\frac{\partial I}{\partial p} + \frac{\partial I}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial p} - \left(-a \frac{1}{R} Q + a \frac{p}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial p}\right)}{L_K}.$$

Die Linksverschiebung der $\dot{K} = 0$ -Kurve ist größer als eine evtl. Linksverschiebung der $\dot{F} = 0$ -Kurve, wenn gilt:

$$\begin{aligned} \frac{J_p}{J_K} &> \frac{J_p - \Sigma_p}{J_K - \Sigma_K} \Leftrightarrow \\ -\Sigma_K J_p &> -J_K \Sigma_p \Leftrightarrow \\ -\Sigma_K \left(\frac{\partial I}{\partial p} + \frac{\partial I}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial p}\right) &> -J_K \left(-a \frac{1}{R} Q + a \frac{p}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial p}\right). \end{aligned}$$

Da die linke Seite der Ungleichung positiv, die rechte Seite aber negativ ist, ist die Ungleichung immer erfüllt.

(5d) *Multiplikator für K^* :*

$$\left(\frac{\partial K^*}{\partial p}\right) = \frac{\Sigma_F J_p - J_F \Sigma_p}{J_K L_F - L_K J_F} = \frac{\Sigma_F \left(\frac{\partial J}{\partial p} + \frac{\partial J}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial p}\right) - J_F \left(-a \frac{1}{R} Q + a \frac{p}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial p}\right)}{J_K L_F - L_K J_F} < 0.$$

(5e) *Multiplikator für F^* :*

$$\left(\frac{\partial F^*}{\partial p}\right) = \frac{J_K \Sigma_p - J_p \Sigma_K}{J_K L_F - L_K J_F} = \frac{J_K \left(-a \frac{1}{R} Q + a \frac{p}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial p}\right) - \Sigma_K \left(\frac{\partial J}{\partial p} + \frac{\partial J}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial p}\right)}{J_K L_F - L_K J_F} > 0.$$

(5f) *Langfristiger Multiplikator für R^* :*

$$\frac{\partial R^*}{\partial p} = \frac{\partial R}{\partial K} \frac{\partial K^*}{\partial p} + \frac{\partial R}{\partial F} \frac{\partial F^*}{\partial p} + \frac{\partial R}{\partial p}.$$

Die Graphiken entsprechen Abb. 19 und Abb. 20.

Bei der Analyse der Auswirkungen einer Senkung des relativen Rohstoffpreises p muß beachtet werden, daß p als Preis der importierten Rohstoffe pro Preis der importierten Konsumgüter und der reale Wechselkurs R als Preis der exportierten Konsumgüter pro Preis der importierten Konsumgüter definiert ist. Wenn also eine Variation des relativen Rohstoffpreises c. p. untersucht werden soll, d. h. ohne daß sich gleichzeitig der reale Wechselkurs ändert, muß eine Variation des Rohstoffpreises bei konstantem Preis importierter Konsumgüter betrachtet werden. Nur auf diesen Fall beziehen sich die formalen Berechnungen (5a) bis (5f). Es soll aber betont werden, daß die mittel- bis langfristigen Ergebnisse (wie auch die graphische Analyse) einer Verringerung des relativen Rohstoffpreises p qualitativ genau die gleichen wären, wenn dieser Rückgang von p nicht (wie hier) von einem Preisverfall importierter Rohstoffe, sondern von einem Preisanstieg importierter Konsumgüter hervorgerufen worden wäre. In Anhang III wird auf diesen 2. Fall im einzelnen eingegangen.

Ein Absinken des relativen Rohstoffpreises hat auf das Modell qualitativ die gleichen Auswirkungen wie eine Steigerung der Rohstoffeffizienz. Unmittelbare Folgen des relativ billigeren Rohstoffimports wird eine Verbesserung der Leistungsbilanz, in gleicher Höhe ein Anstieg des Realeinkommens und damit der Ersparnis sowie eine Zunahme der Nettogrenzproduktivität des Kapitals und somit der Investitionstätigkeit sein. Letzteres wird zunehmende Kapitalimporte induzieren und so die Inlandswährung real aufwerten. Die Analogie zur gestiegenen Rohstoffeffizienz sollte schon hier deutlich geworden sein. Auf eine weitere Beschreibung des Wirkungsablaufs soll deshalb hier mit Verweis auf Störung 3 verzichtet werden.

Nimmt man an, daß der Parameter der Rohstoffeffizienz a auf Variationen des relativen Rohstoffpreises p reagiert, a also im Unterschied zum formalen Modell endogen ist, sind die völlig analogen Effekte der beiden Störungen zu kombinieren. Jede einzelne Auswirkung eines Anstiegs des relativen Rohstoffpreises auf das Modell würde dann infolge der resultierenden Steigerung der Rohstoffeffizienz z. T. wieder rückgängig gemacht.

Schließlich sei darauf hingewiesen, daß die eben skizzierte theoretisch zu erwartende Entwicklung mit der tatsächlich in Westdeutschland infolge der zwei Ölkrisen eingetretenen Entwicklung übereinstimmt. So waren nach beiden Ölpreisschocks sinkende Realeinkommen, ein zurückgehendes Spar- und Investitionsvolumen, eine sich verschlechternde Leistungsbilanz sowie eine reale Abwertung der DM zu beobachten, ganz wie es das Modell mittelfristig bei einem Rohstoffpreisanstieg erwarten ließe.

6. Anstieg des realen Weltkapitalmarktzinses

Formale Ergebnisse:

(6a) *Horizontale Verschiebung der PB-Kurve:*

$$\frac{dr}{dr^A} = 1 .$$

(6b) *Mittelfristiger Multiplikator für R:*

$$\left(\frac{\partial R}{\partial r^A} \right) = \frac{\frac{\partial C}{\partial r} \frac{\partial r}{\partial r^A} + \frac{\partial I}{\partial r} \frac{\partial r}{\partial r^A}}{-\frac{\partial I}{\partial R} - \frac{\partial(X-M)}{\partial R}} < 0 .$$

(6c) *Horizontale Verschiebung der $\dot{K} = 0$ -Kurve:*

$$\left. \frac{dK}{dr^A} \right|_{\dot{K}=0} = -\frac{J_A}{J_K} = -\frac{\frac{\partial I}{\partial r} \frac{\partial r}{\partial r^A} + \frac{\partial I}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial r^A}}{J_K} < 0 .$$

(6d) *Horizontale Verschiebung der $\dot{F} = 0$ -Kurve:*

$$\begin{aligned} \left. \frac{dK}{dr^A} \right|_{\dot{F}=0} &= -\frac{L_A}{L_K} \\ &= -\frac{\left(\frac{\partial I}{\partial r} \frac{\partial r}{\partial r^A} + \frac{\partial I}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial r^A} \right) - \left(a \frac{p}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial r^A} - F \frac{\partial r}{\partial r^A} - \frac{\partial C}{\partial r} \frac{\partial r}{\partial r^A} \right)}{L_K} \\ &= \frac{\frac{\partial(X-M)}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial r^A} + a \frac{p}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial r^A} - F \frac{\partial r}{\partial r^A}}{L_K} . \end{aligned}$$

Für $\frac{\partial(X-M)}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial r^A} - \frac{\partial r}{\partial r^A} F > -a \frac{p}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial r^A}$ gilt eindeutig

$$\left. \frac{dK}{dr^A} \right|_{\dot{F}=0} = -\frac{L_{r^A}}{L_K} < 0.$$

Die Wahrscheinlichkeit, daß sich die $\dot{F} = 0$ -Kurve nach links verschiebt, ist generell um so größer, je höher die Nettoauslandsforderungen des Inlands sind, d. h. je kleiner F ist.

Die Linksverschiebung der $\dot{K} = 0$ -Kurve ist immer dann größer als eine evtl. Linksverschiebung der $\dot{F} = 0$ -Kurve, wenn gilt:

$$J_K \left(a \frac{p}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial r^A} - F \frac{\partial r}{\partial r^A} - \frac{\partial C}{\partial r} \frac{\partial r}{\partial r^A} \right) > \Sigma_K \left(\frac{\partial J}{\partial r} \frac{\partial r}{\partial r^A} + \frac{\partial J}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial r^A} \right).$$

Ob diese Bedingung erfüllt ist, kann nicht generell beurteilt werden. Die Wahrscheinlichkeit, daß die Bedingung gilt, ist jedoch um so größer, je geringer die Nettoauslandsforderungen des Inlands sind, d. h. je größer F ist. Gilt neben $F \geq 0$ auch $\partial C / \partial r \geq 0$ (z. B. also bei einer logarithmischen Nutzenfunktion), ist die Bedingung eindeutig erfüllt.

(6e) Multiplikator für K^* :

$$\begin{aligned} \left(\frac{\partial K^*}{\partial r^A} \right) &= \frac{\Sigma_F J_{r^A} - J_F \Sigma_{r^A}}{J_K L_F - J_F L_K} \\ &= \frac{\Sigma_F \left(\frac{\partial J}{\partial r} \frac{\partial r}{\partial r^A} + \frac{\partial J}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial r^A} \right) - J_F \left(a \frac{p}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial r^A} - F \frac{\partial r}{\partial r^A} - \frac{\partial C}{\partial r} \frac{\partial r}{\partial r^A} \right)}{J_K L_F - J_F L_K}. \end{aligned}$$

$$\left(\frac{\partial K^*}{\partial r^A} \right) < 0 \text{ für } \frac{\partial C}{\partial r} \geq 0 \wedge F \geq 0.$$

Diese beiden Bedingungen zusammengenommen sind hinreichend für $\Sigma_{r^A} < 0$; $\Sigma_{r^A} < 0$ wiederum ist eine hinreichende Bedingung für $\left(\frac{\partial K^*}{\partial r^A} \right) < 0$.

(6f) Multiplikator für F^* :

$$\begin{aligned} \left(\frac{\partial F^*}{\partial r^A} \right) &= \frac{J_K \Sigma_{r^A} - \Sigma_K J_{r^A}}{J_K L_F - L_K J_F} \\ &= \frac{J_K \left(a \frac{p}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial r^A} - F \frac{\partial r}{\partial r^A} - \frac{\partial C}{\partial r} \frac{\partial r}{\partial r^A} \right) - \Sigma_K \left(\frac{\partial J}{\partial r} \frac{\partial r}{\partial r^A} + \frac{\partial J}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial r^A} \right)}{J_K L_F - L_K J_F}. \end{aligned}$$

$$\left(\frac{\partial F^*}{\partial r^A} \right) > 0 \text{ für } \frac{\partial C}{\partial r} \geq 0 \wedge F \geq 0.$$

(6g) Langfristiger Multiplikator für R^* :

$$\frac{\partial R^*}{\partial r^A} = \frac{\partial R}{\partial K} \frac{\partial K^*}{\partial r^A} + \frac{\partial R}{\partial F} \frac{\partial F^*}{\partial r^A} + \frac{\partial R}{\partial r^A}.$$

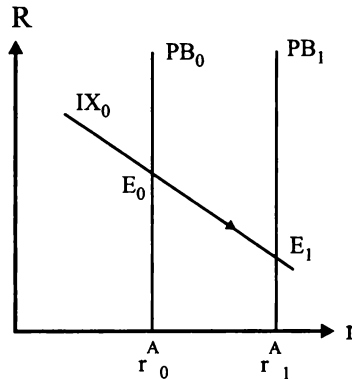


Abb. 22: Mittelfristige Auswirkungen eines Realzinsanstiegs auf dem Weltkapitalmarkt

Nimmt der Realzinssatz am Weltkapitalmarkt zu, so verschiebt sich die PB-Kurve nach rechts (vgl. Abb. 22 und (6a)). Gemäß der Portfolio-Gleichgewichtsbedingung (32) wird also auch der inländische Realzins beginnen zu steigen und zwar um so schneller, je größer die Realzinsdifferenz zum Weltmarkt geworden ist. Da mit steigenden Realzinsen das Tobinsche q sinkt, wird das Investitionsvolumen verringert werden. Der Einfluß der Realzinssteigerung auf den Konsum ist unbestimmt. Sollte er zunehmen, die Ersparnis also abnehmen, verringert sich wegen des Investitionsrückgangs die Absorption als ganze annahmegemäß dennoch.⁶⁶

Es resultiert also eine Tendenz zu einem Überangebot am inländischen Gütermarkt, deren Spiegelbild eine Tendenz zu zusätzlichen Kapitalexporten ist. Die Inlandswährung wertet sich real ab (vgl. (6b)). Die reale Abwertung hat die bereits bekannten Folgen: Leistungsbilanzverbesserung bei Verringerung von Ersparnis und Investition, bis das mittelfristige Gleichgewicht (E_1 in Abb. 22) erreicht ist.

Die Investitionen des Inlands müssen infolge der Realzinssteigerung auf dem Weltkapitalmarkt mittelfristig eindeutig abgenommen haben. Dafür sind sowohl die Realzinssteigerung im Inland als auch die reale Abwertung der Inlandswährung

⁶⁶ Darüber hinaus hat die Realzinssteigerung auch Auswirkungen auf die Dienstleistungsbilanz: Ist das Inland z. B. international in einer Gläubigerposition, werden infolge der Realzinssteigerung seine Zinseinnahmen aus dem Ausland steigen, was die Leistungsbilanz verbessert. In gleichem Umfang wird aber auch das Realeinkommen im Inland steigen, so daß die Gütermarktgleichgewichtsbedingung (31) davon mittelfristig nicht tangiert wird.

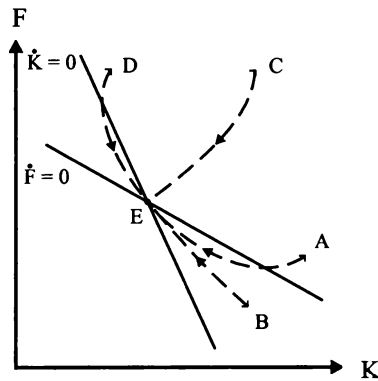


Abb. 23: Mögliche Trajektorien infolge eines Realzinsanstiegs auf dem Weltkapitalmarkt

verantwortlich. Die $\dot{K} = 0$ -Kurve wird sich also in jedem Fall nach links verschieben (vgl. (6c) und Abb. 23). Der Kapitalstock wird also zu Beginn der langfristigen Dynamik schrumpfen.

Auf die Ersparnis wirken schon in der mittleren Frist mehrere Effekte ein (vgl. (6d)):

- Die Realzinssteigerung kann über ihren unmittelbaren Einfluß auf den Inlandskonsum die Ersparnis sowohl steigern als auch verringern.
- Ist das Inland international in einer Schuldnerposition, werden die Realzinssteigerungen die an das Ausland fließenden Zinszahlungen erhöhen, was das inländische reale Bruttosozialprodukt und somit die Ersparnis verringert.⁶⁷ Hat das Inland hingegen positive Nettoauslandsforderungen, werden mit der Realzinssteigerung die Zinseinnahmen daraus steigen. Das damit steigende reale Bruttosozialprodukt im Inland wird c. p. einen Anstieg der Ersparnis hervorrufen.
- Die induzierte reale Abwertung der Inlandswährung schließlich verringert über die relative Verteuerung importierter Rohstoffe c. p. das Realeinkommen und so die inländische Ersparnis.

Zunächst sei angenommen, daß der Konsum infolge der Realzinssteigerung nicht zurückgeht, also $\partial C / \partial r \geq 0$. Unterstellt man z. B. eine logarithmische Nutzenfunktion, fällt der erste dieser Effekte auf die Ersparnis weg. Nimmt man ferner an, daß das Inland gegenüber dem Ausland Nettoschuldner ist, wird es mittelfristig eindeutig zu einem Rückgang der Ersparnis kommen.⁶⁸ Bei mittelfristig sinkender Ersparnis und sinkenden Investitionen kann die $\dot{F} = 0$ -Kurve sich sowohl nach

⁶⁷ Voraussetzung dafür ist natürlich ein positiver Realzinssatz.

⁶⁸ Diese Bedingungen für einen mittelfristigen Rückgang der Ersparnis sind hinreichend, nicht jedoch notwendig.

links als auch nach rechts verschieben. Sollte sie sich jedoch nach links verschieben, kann auch für diesen Fall gezeigt werden, daß sich die $\dot{K} = 0$ -Kurve weiter nach links verschoben haben muß. Es muß damit zu einer Trajektorie wie AE oder zu einer wie BE in Abb. 23 kommen. Sinkt die Ersparnis mittelfristig stärker als die Investitionen, wird die Auslandsverschuldung von Beginn der langfristigen Dynamik an zunehmen (Trajektorie BE). Diese Tendenz wird durch den sinkenden Kapitalstock, der die Wirtschaftssubjekte veranlaßt, ihre Ersparnisse noch weiter zu reduzieren, noch verstärkt. Gleichzeitig veranlaßt die steigende Auslandsverschuldung, die ja tendenziell auf eine reale Abwertung der Inlandswährung hinwirkt, die inländischen Wirtschaftssubjekte ihre Investitionen einzuschränken, was wiederum den Abbau des Kapitalstocks beschleunigt.

Sinkt die Ersparnis dagegen mittelfristig um einen geringeren Betrag als die Investitionen, wird die Auslandsverschuldung zunächst abnehmen (Trajektorie AE). Durch den sinkenden Kapitalstock wird die Ersparnis dann aber so weit heruntergedrückt, daß die Auslandsverschuldung wieder ansteigt. In beiden Fällen (sowohl bei Trajektorie AE als auch bei Trajektorie BE) wird im neuen steady-state der Kapitalstock gesunken und die Auslandsverschuldung gestiegen sein (vgl. (6e) und (6f)).

Nun sollen die einschränkenden Annahmen $\partial C / \partial r \geq 0$ und $F \geq 0$ aufgehoben werden. Je größer der konsumverringende Effekt der Realzinssteigerung ist und je geringer die Nettoschulden des Inlands im Ausland sind, desto geringer wird die Wahrscheinlichkeit, daß die Ersparnis mittelfristig stärker sinkt als die Investitionen (Trajektorie BE), desto geringer wird sogar auch die Wahrscheinlichkeit, daß die Ersparnis mittelfristig überhaupt sinkt.

Trajektorie BE kann immer dann ausgeschlossen werden, wenn die Nettokapitalexporte des Inlands mittelfristig zunehmen (bzw. die Nettokapitalimporte abnehmen). Dies geschieht immer dann, wenn sich die Leistungsbilanz im mittelfristigen Gleichgewicht verbessert hat. Wann wird dies der Fall sein? Da die Inlandswährung sich mittelfristig real abwertet, wird sich die Handelsbilanz im Bereich der Konsumgüter verbessern. Gleichzeitig werden mit der realen Abwertung die Rohstoffimporte relativ zu den im Inland hergestellten Konsumgütern teurer (Relativpreiseffekt). Die Dienstleistungsbilanz schließlich wird sich bei einer Realzinssteigerung immer dann verbessern, wenn das Inland Nettoauslandsforderungen besitzt ($F < 0$), da sich dann die Zinszahlungen des Auslands an das Inland erhöhen. Eine mittelfristige Verschlechterung der Leistungsbilanz kann also z. B. immer dann ausgeschlossen werden, wenn $F \leq 0$ und der Relativpreiseffekt nicht größer als alle anderen Effekte zusammen ist. Selbst dies ist jedoch nur eine hinreichende, keineswegs eine notwendige Bedingung für die Leistungsbilanzverbesserung und damit den Ausschluß von Trajektorie BE.

In allen Fällen, in denen die Ersparnis mittelfristig weniger sinkt als die Investitionen oder gar steigt, wird zu Beginn der langfristigen Dynamik nicht nur der Kapitalstock, sondern auch die Auslandsverschuldung sinken. Zu beiden Entwicklun-

gen werden sich jedoch Gegenteilstendenzen einstellen: Die sinkende Auslandsverschuldung einerseits führt für sich genommen zu einer realen Aufwertung der Inlandswährung, die die Investitionen wieder nach oben treibt. Der sinkende Kapitalstock andererseits drückt die Ersparnis. Je nachdem, wie stark Ersparnis und Investitionen einerseits mittelfristig, andererseits auf die Variation der Bestandsgrößen reagieren, resultiert Trajektorie AE, CE oder DE. Trajektorie DE wäre z. B. dann denkbar, wenn mittelfristig die Ersparnis stark gestiegen ist und die Investitionen kaum gesunken sind. Die Auslandsverschuldung wird sich dann zu Beginn der langfristigen Dynamik drastisch reduzieren, der Kapitalstock dagegen kaum. Durch die starke Verringerung der Auslandsverschuldung werden die Investitionen so sehr angeregt, daß der Kapitalstock wieder beginnt zu wachsen und der neue steady-state-Wert sogar den alten übertrifft.

Da weder der Nettoeffekt auf den Kapitalstock noch der auf die Auslandsverschuldung eindeutig ist, kann auch bei dieser Störung a priori keine eindeutige Aussage über die langfristige Entwicklung des realen Wechselkurses getroffen werden. Selbst bei Zugrundelegen der Trajektorie CE, bei der sinkende Auslandsverschuldung und sinkender Kapitalstock beide eine reale Aufwertung der Inlandswährung hervorrufen würden, stünde dieser realen Aufwertung die zuvor in der mittleren Frist erfolgte reale Abwertung gegenüber.

Der Anstieg des Realzins am Weltkapitalmarkt kann die auf Seite 103 dargestellten Zeitpfade für den realen Wechselkurs hervorrufen.

7. Anstieg des Vermögens im Rest der Welt

Formale Ergebnisse:

(7a) *Mittelfristiger Multiplikator für R:*

$$\left(\frac{\partial R}{\partial K^A} \right) = \frac{\frac{\partial X}{\partial C^A} \frac{\partial C^A}{\partial K^A}}{-\frac{\partial I}{\partial R} - \frac{\partial (X-M)}{\partial R}} > 0 .$$

(7b) *Horizontale Verschiebung der $\dot{K} = 0$ -Kurve:*

$$\left. \frac{dK}{dK^A} \right|_{\dot{K}=0} = -\frac{J_{KA}}{J_K} = -\frac{\frac{\partial J}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial K^A}}{J_K} > 0 .$$

(7c) *Horizontale Verschiebung der $\dot{F} = 0$ -Kurve:*

$$\left. \frac{dK}{dK^A} \right|_{\dot{F}=0} = -\frac{L_{KA}}{L_K} = -\frac{\frac{\partial J}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial K^A} - a \frac{P}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial K^A}}{L_K} .$$

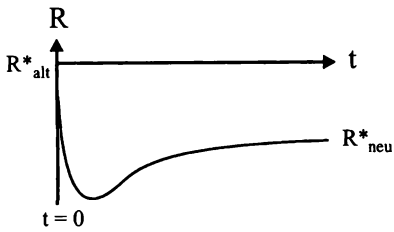


Abb. 24 (a)

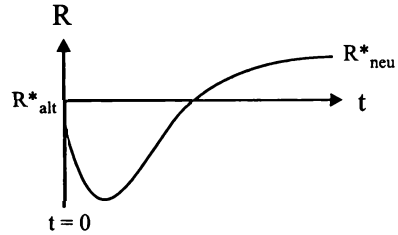


Abb. 24 (b)

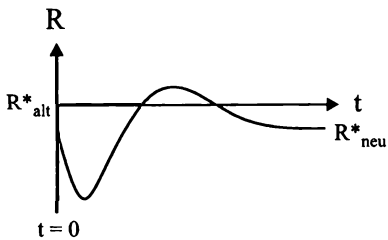


Abb. 24 (c)

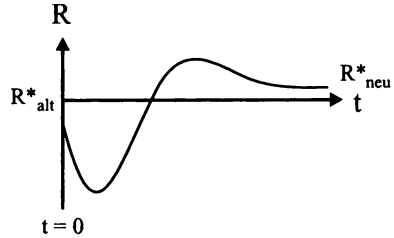


Abb. 24 (d)

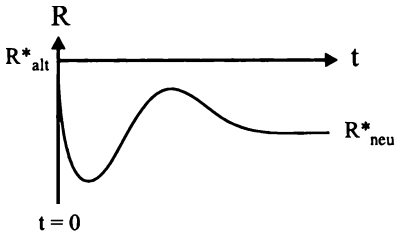


Abb. 24 (e)

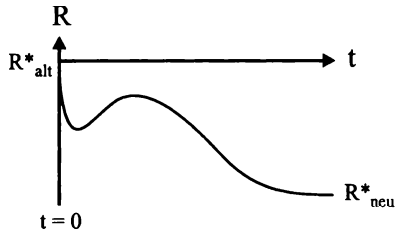


Abb. 24 (f)

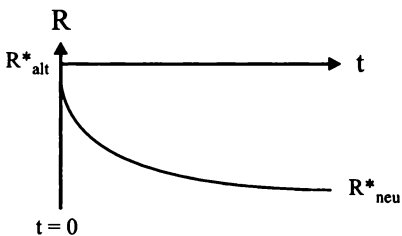


Abb. 24 (g)

**Abb. 24: Mögliche Zeitpfade des realen Wechselkurses
infolge eines Realzinsanstiegs auf dem Weltkapitalmarkt**

Die Rechtsverschiebung der $\dot{K} = 0$ -Kurve ist größer als eine evtl. Rechtsverschiebung der $\dot{F} = 0$ -Kurve, weil gilt (vgl. Störung 4):

$$\Sigma_K J_{KA} > J_K \Sigma_{KA} .$$

(7d) Multiplikator für K^* :

$$\left(\frac{\partial K^*}{\partial K^A} \right) = \frac{\Sigma_F J_{KA} - J_F \Sigma_{KA}}{J_K L_F - L_K J_F} = \frac{\Sigma_F \frac{\partial I}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial K^A} - J_F a \frac{P}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial K^A}}{J_K L_F - L_K J_F} > 0 .$$

(7e) Multiplikator für F^* :

$$\left(\frac{\partial F^*}{\partial K^A} \right) = \frac{J_K \Sigma_{KA} - \Sigma_K J_{KA}}{J_K L_F - L_K J_F} = \frac{J_K a \frac{P}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial K^A} - \Sigma_K \frac{\partial I}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial K^A}}{J_K L_F - L_K J_F} < 0 .$$

(7f) Langfristiger Multiplikator für R^* :

$$\frac{\partial R^*}{\partial K^A} = \frac{\partial R}{\partial K} \frac{\partial K^*}{\partial K^A} + \frac{\partial R}{\partial F} \frac{\partial F^*}{\partial K^A} + \frac{\partial R}{\partial K^A} .$$

Eine kurze verbale Erläuterung folgt im Anschluß an die formalen Ergebnisse der neunten Störung.

8. Anstieg der Zeitpräferenzrate im Rest der Welt

Formale Ergebnisse:

(8a) Mittelfristiger Multiplikator für R :

$$\left(\frac{\partial R}{\partial \rho^A} \right) = \frac{\frac{\partial X}{\partial C^A} \frac{\partial C^A}{\partial \rho^A}}{-\frac{\partial I}{\partial R} - \frac{\partial(X-M)}{\partial R}} > 0 .$$

(8b) Horizontale Verschiebung der $\dot{K} = 0$ -Kurve:

$$\left. \frac{dK}{d\rho^A} \right|_{\dot{K}=0} = -\frac{J_{\rho^A}}{J_K} = -\frac{\frac{\partial I}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial \rho^A}}{J_K} > 0 .$$

(8c) Horizontale Verschiebung der $\dot{F} = 0$ -Kurve:

$$\left. \frac{dK}{d\rho^A} \right|_{\dot{F}=0} = -\frac{L_{\rho^A}}{L_K} = -\frac{\frac{\partial I}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial \rho^A} - a \frac{P}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial \rho^A}}{L_K} .$$

Die Rechtsverschiebung der $\dot{K} = 0$ -Kurve ist größer als eine evtl. Rechtsverschiebung der $\dot{F} = 0$ -Kurve, weil gilt (vgl. Störung 4):

$$\Sigma_K J_{\rho^A} > J_K \Sigma_{\rho^A} .$$

(8d) *Multiplikator für K^* :*

$$\left(\frac{\partial K^*}{\partial \rho^A} \right) = \frac{\Sigma_F J_{\rho^A} - J_F \Sigma_{\rho^A}}{J_K L_F - L_K J_F} = \frac{\Sigma_F \frac{\partial I}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial \rho^A} - J_F a \frac{p}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial \rho^A}}{J_K L_F - L_K J_F} > 0 .$$

(8e) *Multiplikator für F^* :*

$$\left(\frac{\partial F^*}{\partial \rho^A} \right) = \frac{J_K \Sigma_{\rho^A} - \Sigma_K J_{\rho^A}}{J_K L_F - L_K J_F} = \frac{J_K a \frac{p}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial \rho^A} - \Sigma_K \frac{\partial I}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial \rho^A}}{J_K L_F - L_K J_F} < 0 .$$

(8f) *Langfristiger Multiplikator für R^* :*

$$\frac{\partial R^*}{\partial \rho^A} = \frac{\partial R}{\partial K} \frac{\partial K^*}{\partial \rho^A} + \frac{\partial R}{\partial F} \frac{\partial F^*}{\partial \rho^A} + \frac{\partial R}{\partial \rho^A} .$$

Eine kurze verbale Erläuterung folgt im Anschluß an die formalen Ergebnisse der neunten Störung.

9. Geschmacksverlagerung im Ausland hin zu den im Inland hergestellten Konsumgütern

Formale Ergebnisse:

(9a) *Mittelfristiger Multiplikator für R :*

$$\left(\frac{\partial R}{\partial \tau^A} \right) = \frac{\frac{\partial X}{\partial \tau^A}}{-\frac{\partial I}{\partial R} - \frac{\partial(X-M)}{\partial R}} > 0 .$$

(9b) *Horizontale Verschiebung der $\dot{K} = 0$ -Kurve:*

$$\left. \frac{dK}{d\tau^A} \right|_{\dot{K}=0} = -\frac{J_{\tau^A}}{J_K} = -\frac{\frac{\partial I}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial \tau^A}}{J_K} > 0 .$$

(9c) *Horizontale Verschiebung der $\dot{F} = 0$ -Kurve:*

$$\left. \frac{dK}{d\tau^A} \right|_{\dot{F}=0} = -\frac{L_{\tau^A}}{L_K} = -\frac{\frac{\partial I}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial \tau^A} - a \frac{p}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial \tau^A}}{L_K} .$$

Die Rechtsverschiebung der $\dot{K} = 0$ -Kurve ist größer als eine evtl. Rechtsverschiebung der $\dot{F} = 0$ -Kurve, weil gilt (vgl. Störung 4):

$$\Sigma_K J_{\tau A} > J_K \Sigma_{\tau A} .$$

(9d) *Multiplikator für K^* :*

$$\left(\frac{\partial K^*}{\partial \tau^A} \right) = \frac{\Sigma_F J_{\tau A} - J_F \Sigma_{\tau A}}{J_K L_F - L_K J_F} = \frac{\Sigma_F \frac{\partial J}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial \tau^A} - J_F a \frac{P}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial \tau^A}}{J_K L_F - L_K J_F} > 0 .$$

(9e) *Multiplikator für F^* :*

$$\left(\frac{\partial F^*}{\partial \tau^A} \right) = \frac{J_K \Sigma_{\tau A} - \Sigma_K J_{\tau A}}{J_K L_F - L_K J_F} = \frac{J_K a \frac{P}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial \tau^A} - \Sigma_K \frac{\partial J}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial \tau^A}}{J_K L_F - L_K J_F} < 0 .$$

(9f) *Langfristiger Multiplikator für R^* :*

$$\frac{\partial R^*}{\partial \tau^A} = \frac{\partial R}{\partial K} \frac{\partial K^*}{\partial \tau^A} + \frac{\partial R}{\partial F} \frac{\partial F^*}{\partial \tau^A} + \frac{\partial R}{\partial \tau^A} .$$

Die drei zuletzt aufgezählten Störungen haben mit der vierten, einer Geschmacksverlagerung im Inland hin zu dem im Inland hergestellten Konsumgut, die folgende Gemeinsamkeit: All diese Störungen wirken ausschließlich über eine Verbesserung der Leistungsbilanz im Konsumgüterbereich auf das Modell ein:

- Steigt das Vermögen im Rest der Welt, nimmt dort auch das Konsumniveau zu, was bei unveränderten Präferenzparametern im Ausland die Exporte des Inlands erhöht und so die Leistungsbilanz verbessert.⁶⁹
- Vergrößert sich die Zeitpräferenz im Rest der Welt, hat dies genau die gleichen Folgen.
- Verlagern sich die Präferenzen im Rest der Welt zugunsten des im Inland hergestellten Konsumguts, wird das ausländische Konsumniveau zwar konstant bleiben; die inländischen Exporte werden aber dennoch ansteigen.

Nach der Verbesserung der Leistungsbilanz wird sich die Störung im Modell qualitativ in genau der gleichen Weise fortpflanzen wie bei einer Geschmacksverlagerung im Inland hin zu dem im Inland hergestellten Gut. Auf eine eingehendere Darstellung sei deshalb hier verzichtet.

Anhand einer solchen „autonomen“ Störung der Leistungsbilanz können jedoch zwei ganz unterschiedliche Implikationen von NATREX-Modellen besonders pla-

⁶⁹ Bei dem Exportgut darf es sich selbstverständlich nicht um ein Gut handeln, dessen Nachfrage bei steigendem Vermögen zurückgeht (der Ausdruck „inferiores Gut“ trifft nicht ganz zu, da er sich auf Einkommens-, nicht auf Vermögensvariationen bezieht).

stisch illustriert werden: Zum einen diejenige, daß die Leistungsbilanz in NATREX-Modellen im wesentlichen von der Kapitalbilanz, also von gewünschter Ersparnis und gewünschter Investition, bestimmt wird und nicht umgekehrt; zum anderen den fundamentalen Unterschied zur Kaufkraftparitätentheorie:

In den meisten NATREX-Modellen wird eine „autonome“ Variation der Leistungsbilanz die Kapitalbilanz und damit die steady-state-Werte von Kapitalstock und Auslandsverschuldung nicht beeinflussen können. Sie hätte damit keinerlei über die Reaktionen in der mittleren Frist hinausgehende Auswirkungen. Mittelfristig würde aber z. B. eine Leistungsbilanzverbesserung die Nachfrage nach Inlandswährung nach oben treiben, die Inlandswährung also real aufwerten, was die Leistungsbilanz wieder verschlechterte. Dieser Prozeß würde so lange anhalten, bis der ursprüngliche Leistungsbilanzsaldo bei gegebenem K und F wieder hergestellt wäre. Daß in dem hier besprochenen NATREX-Modell eine Leistungsbilanzvariation zusätzlich auch langfristige Auswirkungen hat, liegt nur daran, daß eine Änderung des realen Wechselkurses auch einer Änderung des Relativpreises der Rohstoffimporte entspricht, weshalb auch Ersparnis und Investitionen beeinflusst werden. Vernachlässigt man diese Auswirkungen auf den relativen Rohstoffpreis, ist der wesentliche und einzige dauerhafte Effekt einer „autonomen“ Leistungsbilanzverbesserung (-verschlechterung) also eine reale Aufwertung (Abwertung) der Inlandswährung. Da nur durch diese reale Aufwertung (Abwertung) internes und externes Gleichgewicht aufrechterhalten wird, steht NATREX in fundamentalem Gegensatz zur Kaufkraftparitätentheorie, nach der außenwirtschaftliches Gleichgewicht ja gerade definiert ist über die Konstanz des realen Wechselkurses.⁷⁰

10. Die Störungen im Rückblick

Tabelle 1 faßt die Auswirkungen aller besprochenen Störungen noch einmal zusammen. Auch sie zeigt, daß sich die Effekte der Störungen 4, 7, 8 und 9, also derjenigen Störungen, die nur über die Leistungsbilanz auf das Modell einwirken, – zumindest qualitativ – entsprechen. Das gleiche gilt für die Effekte der Störungen 3 und 5: Eine Mengenänderung des Rohstoffeinsatzes im inländischen Produktionsprozeß wirkt also qualitativ genauso auf die Variablen des Modells wie eine gleichgerichtete Relativpreisänderung dieses Rohstoffs.

Darüber hinaus fällt auf, daß in der mittleren Frist der reale Wechselkurs und die Investitionen immer gleichgerichtet auf Störungen reagieren. Dies hängt zum einen damit zusammen, daß z. B. aufgrund einer Störung steigende Investitionen c. p. über Nettokapitalimporte finanziert werden müssen, was die Inlandswährung real aufwertet. Dieser Zusammenhang kann nur durchbrochen werden, wenn gleich-

⁷⁰ Dieses Ergebnis erhält man allerdings nicht nur in NATREX-Modellen, sondern in allen Spezialisierungsmodellen, in denen eine Nachfrageverschiebung zwischen Gütern einer Nachfrageverschiebung zwischen Ländern und damit Währungen entspricht.

Tabelle 1

Theoretisch ermittelte Multiplikatoren

Z	$\frac{\partial R}{\partial Z}$	$\frac{\partial J}{\partial Z}$	$\frac{\partial \Sigma}{\partial Z}$	$\frac{\partial K^*}{\partial Z}$	$\frac{\partial F^*}{\partial Z}$	$\frac{\partial R^*}{\partial Z}$
1. ρ	+	+	?	?	?	?
2. u	?	+/?	+/?	(+)	(-)	?
3. a	-	-	-	-	+	?
4. τ	+	+	+	+	-	?
5. p	-	-	-	-	+	?
6. r^A	-	-	?	?	?	?
7. K^A	+	+	+	+	-	?
8. ρ^A	+	+	+	+	-	?
9. τ^A	+	+	+	+	-	?

zeitig mit den Investitionen die Ersparnis in mindestens gleichem Umfang zunimmt, wie es u. U. bei einem Anstieg des Produktivitätsparameters u der Fall sein könnte. Der zweite Grund für die parallele Entwicklung ist der, daß z. B. eine durch eine Störung hervorgerufene reale Aufwertung immer auch die Rohstoffimporte relativ verbilligt und so über eine steigende Nettogrenzproduktivität des Kapitals die Investitionen anregt. So wird auch bei einer Störung, die nicht unmittelbar die Investitionen beeinflusst, eine gleichgerichtete Entwicklung von realem Wechselkurs und Investitionen gewährleistet.

Als nächstes fällt ins Auge, daß auch Investitionen und Ersparnis immer gleichgerichtet auf Störungen reagieren, wenn überhaupt eine eindeutige Aussage getroffen werden kann.⁷¹ Ursache hierfür ist, daß sich bei allen betrachteten Störungen mittelfristig der gleichgewichtige reale Wechselkurs ändert. Letzteres induziert aber immer eine gleichgerichtete Veränderung von Investitionen und Ersparnis. Eine reale Aufwertung z. B. verbilligt die Rohstoffimporte, was zum einen Investitionen anregt, zum anderen aber das Realeinkommen und so die Ersparnis erhöht. Weil aber Investition und Ersparnis immer gleichgerichtet auf Störungen reagieren, bleibt das Vorzeichen von $\partial L / \partial Z = \partial J / \partial Z - \partial \Sigma / \partial Z$ und damit die Richtung der Verschiebung der $\dot{F} = 0$ -Kurve grundsätzlich unbestimmt.⁷² Ob die Auslandsver-

⁷¹ Eine hohe Korrelation von Investitionen und Ersparnis ist auch ein empirisch weithin bestätigtes Phänomen; vgl. *Feldstein/Horioka* [1980] und die durch diesen Artikel entfachte Diskussion.

⁷² Wie sich der vorletzten Spalte von Tab. 1 entnehmen läßt, können demgegenüber über die Auswirkungen von Störungen auf den steady-state-Wert der Auslandsverschuldung in den meisten Fällen eindeutige Aussagen getroffen werden.

schuldung nun zu Beginn der langfristigen Dynamik ab- oder zunimmt, die $\dot{F} = 0$ -Kurve sich also nach unten oder nach oben verschiebt, hängt davon ab, ob die Ersparnis stärker reagiert als die Investitionen.

Beim Vergleich der folgenden beiden Spalten fällt auf, daß sich die steady-state-Werte von Kapitalstock und Auslandsverschuldung nach einer Störung immer in entgegengesetzten Richtungen verändern, wenn überhaupt eine eindeutige Aussage über sie getroffen werden kann. Zur Erklärung dieses Phänomens ist zunächst auf den vorangegangenen Absatz zu verweisen. Dort wurde erläutert, daß eine Variation des realen Wechselkurses bei Investitionen und Ersparnis immer gleichgerichtete Änderungen hervorruft. Wenn nun aber z. B. Investitionen *und* Ersparnis steigen, wird langfristig in aller Regel der Kapitalstock zu- und die Auslandsverschuldung abnehmen: Mit steigenden Investitionen einerseits wird ein höherer Kapitalstock aufgebaut, der wiederum die Ersparnis zunehmen läßt, weshalb sich die Auslandsverschuldung verringert. Mit steigender Ersparnis andererseits wird die Auslandsverschuldung abgebaut, was zu einer realen Aufwertung führt, die wiederum Investitionen anregt und so den Kapitalstock anwachsen läßt. Selbst wenn die Investitionszunahme zunächst größer sein sollte als der Ersparniszuwachs und sich deshalb die Nettoauslandsforderungen anfangs verringern, werden die gerade in diesem Fall hohen Investitionen den Kapitalstock und damit die Ersparnis so weit anwachsen lassen, daß die Auslandsverschuldung sich in aller Regel später wieder verringern wird und sogar ihren ursprünglichen Wert unterschreitet. Eine reale Aufwertung führt also einerseits zu steigenden Investitionen und damit zu einem langfristig höheren Kapitalstock, andererseits aber zu steigender Ersparnis und damit zu einer langfristig niedrigeren Auslandsverschuldung. Da aber nach allen betrachteten Störungen der gleichgewichtige reale Wechselkurs mittelfristig variiert, liegt also eine entgegengesetzte Entwicklung von K und F nahe.

Aber auch ganz ohne Variation des realen Wechselkurses ruft eine von einer Störung induzierte Variation der Investitionen nach der oben wiedergegebenen Wirkungskette c. p. eine entgegengesetzte Entwicklung von Kapitalstock und Auslandsverschuldung hervor. Das gleiche gilt c. p. für eine Variation der Ersparnis. Damit sich also K und F langfristig gleichgerichtet verändern können, müßten sich Ersparnis und Investitionen infolge einer Störung mittelfristig stark entgegengesetzt entwickeln. Selbst dann stünde einer gleichgerichteten Entwicklung von K und F noch die aus dem Kapitalbilanzsaldo resultierende Variation des realen Wechselkurses entgegen!

Fazit: Eine gleichgerichtete Entwicklung der steady-state-Werte von Kapitalstock und Auslandsverschuldung ist zwar nicht ausgeschlossen, zumindest in diesem Modellrahmen aber eher unwahrscheinlich.⁷³

⁷³ Man mag einwenden, daß es in der Realität doch in zahlreichen Fällen zu einer gleichzeitigen Zunahme von Kapitalstock und Auslandsverschuldung gekommen ist, wenn Ökonomien einen Investitionsschub durch Kreditaufnahme am internationalen Kapitalmarkt finanzierten. Eine derartige Beobachtung steht aber durchaus im Einklang mit dem Modell, denn

Vernachlässigt man die langfristige Veränderung des realen Wechselkurses, was um so unproblematischer ist, je kleiner der Rohstoff-Inputkoeffizient a ist, sind damit auch die langfristigen Auswirkungen der einzelnen Störungen auf das reale Bruttosozialprodukt, $(1 - ap/R)Q(K; u) - rF$, festgelegt: Eine Geschmacksverlagerung hin zu im Inland hergestellten Konsumgütern, ein Anstieg des Vermögens im Rest der Welt, eine zunehmende Zeitpräferenz im Rest der Welt, eine Verringerung der Relativpreise importierter Rohstoffe, eine Steigerung der Rohstoffeffizienz und aller Wahrscheinlichkeit nach auch technischer Fortschritt im Arbeits- und Kapitaleinsatz im inländischen Produktionsprozeß werden c. p. zu einem höheren steady-state-Wert des realen BSP führen. Für Variationen der inländischen Zeitpräferenzrate und des realen Kapitalmarktzinses am Weltmarkt läßt sich hingegen keine eindeutige Aussage treffen.

Über die Richtung der Veränderung des steady-state-Wertes des realen Wechselkurses infolge von Störungen kann in keinem Fall eine Aussage getroffen werden (vgl. die letzte Spalte von Tab. 1). Dieses Ergebnis ist schon nach Betrachtung der zwei vorhergehenden Spalten zwangsläufig. Es soll an dieser Stelle daran erinnert werden, daß sowohl ein steigender Kapitalstock als auch steigende Auslandsverschuldung eine reale Abwertung nach sich ziehen. Wenn sich nun aber Kapitalstock und Auslandsverschuldung in allen Fällen, in denen überhaupt eine eindeutige Aussage über die Entwicklung ihres steady-state-Wertes getroffen werden kann, in entgegengesetzten Richtungen verändern, wirken sie auch in entgegengesetzter Richtung auf den realen Wechselkurs ein. Ganz unabhängig von der mittelfristigen Entwicklung des realen Wechselkurses kann also schon wegen den Unsicherheiten über die langfristige Entwicklung keine Aussage über $\partial R^*/\partial Z$ getroffen werden.

bei jeder Störung kann oder muß es gar *vorübergehend* zu einer gleichgerichteten Entwicklung von Kapitalstock und Auslandsverschuldung kommen (vgl. Abb. 14, 17, 20, 23). *Langfristig* jedoch wird dann in aller Regel eine der beiden Bestandsvariablen ihre Entwicklungsrichtung ändern, was das beschriebene Resultat bezüglich ihrer steady-state-Werte ermöglicht.

D. Eine empirische Analyse des deutschen realen Wechselkurses

I. Untersuchungsziele und -methodik, zeitliche Abgrenzung

Mit Hilfe des im letzten Kapitel entwickelten theoretischen Modells soll nun im folgenden der reale Wechselkurs Deutschlands empirisch analysiert werden. Dabei werden im wesentlichen drei Untersuchungsziele verfolgt (wobei die letzten beiden ein positives Ergebnis des ersten erfordern): Erstens soll das Modell daraufhin überprüft werden, ob es der Realität auch tatsächlich gerecht wird: Bestätigen empirische Daten die Modellvorhersagen? Zweitens können empirische Ergebnisse die theoretischen konkretisieren. So blieben in der theoretischen Analyse die Vorzeichen der langfristigen Multiplikatoren des realen Wechselkurses unbestimmt. Quantitative Aussagen konnten darüber hinaus generell nicht getroffen werden. Drittens soll die empirische Analyse dazu dienen, einen auf dem Modell basierenden Zeitpfad für den gleichgewichtigen realen Wechselkurs Deutschlands zu berechnen. Auf diese Weise können eventuell vorhandene reale Über- bzw. Unterbewertungen ermittelt werden.

Methodisch soll auf ein spezielles Verfahren der Zeitreihenanalyse, die Kointegrationsanalyse, zurückgegriffen werden. Dabei werden zunächst die Zeitreihen der endogenen und exogenen Variablen, hier also der reale Wechselkurs und seine fundamentalen Determinanten, mit Hilfe von Einheitswurzeltests auf Stationarität überprüft. Sollten sich die Variablen nicht als stationär, sondern als integriert vom Grade eins erweisen (und das wird der Fall sein), können sie auf Kointegration getestet werden. Wenn ein kointegrierender Vektor für die Variablen existiert, kann dieser als langfristige Gleichgewichtsbeziehung zwischen ihnen aufgefaßt werden. Dies ermöglicht die Berechnung eventueller realer Misalignments. Die mittelfristigen Multiplikatoren und Zeitpfade der Anpassung an ein neues Gleichgewicht bei Variation der exogenen Variablen lassen sich schließlich über die Schätzung eines Fehlerkorrekturmodells ermitteln.

Da das theoretische Modell speziell für Deutschland entworfen wurde, liegt es nahe, die empirische Analyse auch für Deutschland (vor 1991 Westdeutschland) durchzuführen. Darüber hinaus ist Deutschland aber auch durch einen hohen Offenheitsgrad sowie eine hohe wirtschaftliche und bis 1999 auch währungspolitische Bedeutung gekennzeichnet. Auf Grund dieser Charakteristika erscheint die Bestimmung eines Gleichgewichtswerts für den realen Wechselkurs gerade

Deutschlands sowohl aus inländischer Perspektive als auch aus der Perspektive der europäischen Nachbarländer als besonders interessant.

Zeitlich soll die Untersuchung auf die Periode vom Zusammenbruch des Bretton-Woods-Systems 1973 bis zur Einführung des Euro am 01. 01. 1999 beschränkt werden. Prinzipiell ist ein Gleichgewichtsmodell des realen Wechselkurses zwar auch auf Länder mit Fixkurssystemen oder gar auf Länder in einer Währungsunion anwendbar. Nun ist jedoch die Volatilität des realen Wechselkurses (und damit zusammenhängend vermutlich auch dessen Anpassungsgeschwindigkeit an ein Gleichgewicht) in einem System flexibler Wechselkurse höher als in einem Fixkurssystem, ohne daß zwangsläufig die Volatilität der Fundamentalvariablen höher zu sein brauchte. Eine Schätzung, die zeitlich über mehrere Wechselkursregime mit stark unterschiedlicher Flexibilität des nominalen Wechselkurses hinwegreicht, wird deshalb wahrscheinlich mit Heteroskedastie belastet sein. Mit der hier getroffenen Wahl des Untersuchungszeitraums wird die Modellierung eines solchen Strukturbruchs vermieden.¹ Darüber hinaus stehen einige der verwendeten Datenreihen erst ab Anfang der siebziger Jahre zur Verfügung.

Die Frequenz der zu untersuchenden Datenreihen wurde auf Quartalsdaten festgelegt. Gestützt auf Arbeiten, nach denen die Macht von Integrations- und Kointegrationstests im wesentlichen von der Länge des Beobachtungszeitraums abhängt,² empfehlen u. a. Campbell/Perron [1991]³ für solche Analysen die Verwendung von Jahresdaten. Neuere Untersuchungen zeigen jedoch, daß eine höhere Frequenz durchaus die Macht von Einheitswurzeltests sowie von Kointegrationstests steigern kann,⁴ wenn auch eine Ausdehnung des Zeithorizonts für diesen Zweck vorzuziehen wäre. So empfehlen z. B. Maddala/Kim [1998]⁵ die höchstmögliche Datenfrequenz zu wählen. Eine höhere Frequenz impliziert zudem eine größere Anzahl von Freiheitsgraden. Abgesehen von methodischen Überlegungen legt auch die ökonomische Zielsetzung, die ja u. a. auch die Schätzung mittelfristiger Multiplikatoren beinhaltet, die Verwendung unterjähriger Daten nahe.

¹ Die aus variierender Flexibilität des nominalen Wechselkurses entstehenden Probleme können allerdings nicht völlig ausgeschlossen werden, weil die Flexibilität des nominalen Außenwerts der DM durch die Teilnahme Deutschlands am EWS von 1979 an eingeschränkt wurde. Die Leitkurse der Währungen innerhalb dieses Fixkursblocks wurden aber insbesondere in den ersten Jahren wiederholt angepaßt.

² Vgl. z. B. *Shiller/Perron* [1985] für Integrationstests und *Hakkio/Rush* [1991] für Kointegrationstests.

³ Vgl. *Campbell/Perron* [1991], S. 151.

⁴ Zu Einheitswurzeltests vgl. z. B. *Ng* [1995] und *Choi/Chung* [1995], zu Kointegrationstests z. B. *Hu* [1996].

⁵ Vgl. *Maddala/Kim* [1998], S. 130 und S. 229.

II. Die Zeitreihen im einzelnen

1. Der reale Wechselkurs

Die zu erklärende Variable des Modells, der reale Wechselkurs R , ist definiert als Verhältnis aus dem Preis des im Inland produzierten Gutes p_Q , das sowohl im Inland konsumiert als auch exportiert wird, und dem Preis des importierten Konsumguts p_M . Im folgenden soll diskutiert werden, inwieweit die zwei am weitesten verbreiteten Indizes des realen Wechselkurses mit dieser Modellvariablen R übereinstimmen.⁶ Es handelt sich dabei um den realen Wechselkurs (den realen Außenwert der DM) auf Basis von Preisindizes für die Lebenshaltung, $RCPI$, und diejenigen auf Basis der Lohnstückkosten im verarbeitenden Gewerbe, $RULC$. Während der erste ein recht breites Spektrum an (Konsum-)Gütern umfaßt, u. a. auch nicht-handelbare Güter, versucht der zweite, durch seine Beschränkung auf das verarbeitende Gewerbe nicht-handelbare Güter weitgehend auszuschließen.

Entgegen der vereinfachenden Annahme des Modells wird sich der Warenkorb der Inlandsgüter nun sowohl in seiner Zusammensetzung als auch in der Gewichtung der einzelnen Güter von dem Warenkorb der Exportgüter unterscheiden. In der Rolle des Preises des Inlandsguts wird der Zähler von R , p_Q , wohl besser durch einen Lebenshaltungspreisindex wiedergegeben,⁷ in der Rolle des Exportgutpreises scheinen Lohnstückkosten geeigneter zu sein; denn Arbeit macht einen wesentlichen Anteil des nicht-handelbaren Faktoreinsatzes aus, bestimmt damit über ihren Preis die Wettbewerbsfähigkeit der Exportgüter, welche wiederum für die unterstellte Handelsbilanzreaktion verantwortlich ist.

Aus den gleichen Gründen scheinen durchschnittliche Lohnstückkosten im verarbeitenden Gewerbe des Auslands auch den Preis der Importgüter, also den Nenner von R , p_M , besser zu approximieren als durchschnittliche Preise der Lebenshaltung im Ausland. Der Nenner von R sollte außerdem dadurch charakterisiert sein, daß er nur die Preise importierter Konsumgüter, in jedem Falle aber nicht die Preise importierter Rohstoffe, p_N , umfaßt. Dieses Kriterium wird von einem Index wie $RULC$ wohl relativ gut erfüllt, aber auch ein $RCPI$ wird Rohstoffpreise nur insoweit enthalten, als diese Rohstoffe auch unmittelbar konsumiert werden. Rohstoffpreissteigerungen können allerdings sowohl zu einem Preisanstieg anderer Güter als auch zu Lohnerhöhungen führen. Insofern wären also beide Indizes des realen Wechselkurses betroffen.

⁶ Eine allgemeine Diskussion dieser und anderer Indizes als Indikatoren der Wettbewerbsfähigkeit findet sich z. B. in Turner/Van't dack [1993], Marsh/Tokarick [1996] und Deutsche Bundesbank [1994].

⁷ Der Deutschen Bundesbank [1994] zufolge können der reale Wechselkurs auf Basis der Preise des Gesamtabsatzes sowie übrigens auch andere Indizes für R wie der auf Basis der Lohnstückkosten im gesamten Unternehmenssektor für Deutschland recht gut durch den realen Wechselkurs auf Basis der Preise der Lebenshaltung approximiert werden (vgl. z. B. S. 57).

Kostenindizes (in diesem Falle also *RULC*) wird oftmals deshalb der Vorzug eingeräumt, weil Preisindizes wie *RCPI* die Wettbewerbsfähigkeit u. U. wegen „pricing-to-market“ verzerrt wiedergeben. Dieses Argument trifft im vorliegenden Fall einer mittel- bis langfristigen Analyse nicht zu, denn bei „pricing-to-market“ wird es sich kaum um ein dauerhaftes Phänomen handeln. Wenn aber „pricing-to-market“ auch langfristig einen großen Einfluß auf den realen Wechselkurs hätte, müßte dieses Phänomen nicht etwa in der empirischen Analyse umgangen werden, sondern hätte vielmehr im theoretischen Modell Berücksichtigung finden müssen. Das vorliegende Modell vollkommener Konkurrenz wäre jedenfalls ungeeignet.

Die bisherigen Überlegungen legen wohl mehrheitlich die Verwendung von *RULC* nahe, insbesondere um Handelsbilanzreaktionen als Folge von Änderungen des realen Wechselkurses auch wirklich sicherstellen zu können. Dem wird jedoch entgegengehalten,⁸ daß unmittelbar im verarbeitenden Gewerbe anfallende Lohnkosten nur etwa ein Viertel des gesamten Produktionswertes ausmachen. Daneben sind v. a. Vorleistungen anderer Sektoren sowie importierte Rohstoffe zu berücksichtigen. Erstere werden in diesem Zusammenhang besonders hervorgehoben, weil in den meisten Industrieländern in den letzten 20 Jahren die Lohnstückkosten in anderen Sektoren als dem verarbeitenden Gewerbe überproportional zu den Lohnstückkosten im verarbeitenden Gewerbe angestiegen sind, während es in Deutschland umgekehrt war. Ein Lohnstückkostenindex des verarbeitenden Gewerbes gibt also die relative Wettbewerbsfähigkeit zuungunsten von Deutschland verzerrt wieder, weil er die für Deutschland vergleichsweise günstige Entwicklung der Wettbewerbsfähigkeit in anderen Sektoren, die Vorleistungen an das verarbeitende Gewerbe liefern, nicht berücksichtigt.

Die fehlende Berücksichtigung des Einsatzes importierter Rohstoffe im *RULC* wird demgegenüber in der Literatur als nicht so gravierend angesehen, weil deren Preise sich international kaum voneinander unterscheiden. Dieses Argument trifft jedoch dann nicht zu, wenn sich der Rohstoffinputkoeffizient der Exportgüter von dem der Importgüter unterscheidet. Eine Rohstoffpreisvariation veränderte in diesem Fall die relative Wettbewerbsfähigkeit von Export- und Importgütern, ohne daß ein Lohnstückkostenindex dies reflektieren würde. Über Plausibilitätsüberlegungen hinaus erhält dieser Gedanke zusätzliches Gewicht dadurch, daß im zugrundeliegenden Modell der Einsatz importierter Rohstoffe und deren Preise eine zentrale Rolle spielen.

Obwohl beide Indizes Vor- und Nachteile aufweisen, legen es die vorangegangenen Überlegungen nahe, einen auf breiterer Basis berechneten Index wie den *RCPI* zu verwenden, der in Abb. 25 dargestellt ist.

⁸ Vgl. *Deutsche Bundesbank* [1994], S. 53–56 und *Clostermann/Friedmann* [1998], S. 208–210.

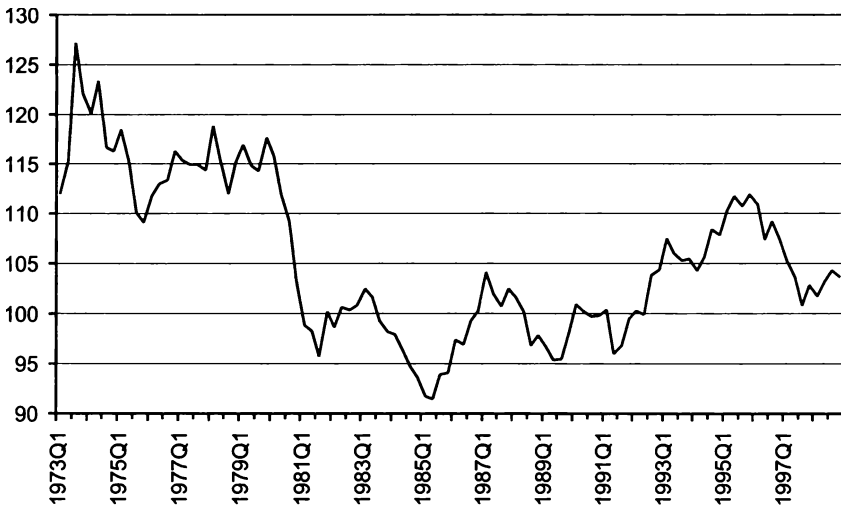


Abb. 25: Realer Außenwert der DM auf Basis des Preisindex für die Lebenshaltung, *RCPI*

2. Die Zeitpräferenzrate

Die vorliegende Untersuchung folgt der Praxis bisheriger empirischer Analysen von NATREX-Modellen, die als Proxyvariable für die Zeitpräferenz die Konsumquote verwenden.⁹ Streng genommen wird die Konsumquote in einem NATREX-Modell zwar von sämtlichen exogenen Variablen beeinflusst (vgl. die Gleichung (29) i. V. m. (31), (32)), doch ist es durchaus plausibel anzunehmen, daß sie zumindest maßgeblich von der Zeitpräferenzrate bestimmt wird. Darüber hinaus ist die Konsumquote Deutschlands, ρ^D , leicht als Quotient aus letztem inländischen Verbrauch, also privatem und staatlichem Konsum, und dem nominalen BIP berechenbar. Dabei treten allerdings zwei Probleme auf: Erstens erweiterte die deutsche Einheit im Jahre 1990 das Untersuchungsgebiet, wodurch die Konsumquote deutlich anstieg (vgl. Abb. 26). Dies ist in der weiteren Analyse als Strukturbruch zu berücksichtigen. Der Zeitpunkt des Wechsels von der westdeutschen zur gesamtdeutschen Konsumquote sollte sich dabei am wirtschaftlichen statt am politischen Zusammenschluß orientieren. Während sich letzterer am 03. 10. 1990 vollzog, trat der Vertrag über die Währungs-, Wirtschafts- und Sozialunion zwischen beiden deutschen Staaten, im Rahmen dessen die DDR alle wichtigen Wirtschaftsgesetze übernahm und dem DM-Währungsgebiet beitrug, schon am 01. 07. 1990 in Kraft. Dementsprechend hätten ab dem dritten Quartal 1990 gesamtdeutsche Daten verwendet werden müssen. Das Statistische Bundesamt weist allerdings – mit wenigen Ausnahmen – erst für die Zeit ab dem ersten Quartal 1991 gesamtdeutsche Da-

⁹ Vgl. z. B. Stein [1995] oder Stein/Sauernheimer [1996].

ten aus, weshalb auch in der vorliegenden Untersuchung für das ganze Jahr 1990 noch westdeutsche Daten verwendet wurden.

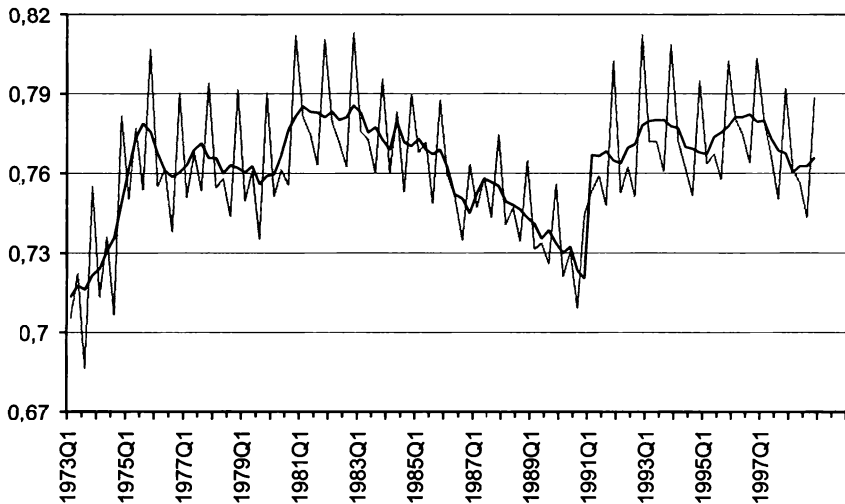


Abb. 26: Zeitpräferenzrate Deutschlands, ρ^D , Originaldaten (hell) und saisonbereinigte Werte (dunkel); ab 1991:1 incl. der neuen Bundesländer

Zweitens läßt sich aus Abb. 26 erkennen, daß die Zeitreihe der Konsumquote von Saisonschwankungen dominiert wird. Da die Saisonkomponente in der vorliegenden Untersuchung allenfalls von untergeordneter Bedeutung ist, vielmehr die langfristige Entwicklung der Variablen eher verschleiert, und die anderen Variablen des Modells, insbesondere die *RCPI*-Reihe, allenfalls eine geringe Saisonalität aufweisen, wurde die Zeitreihe der Konsumquote saisonal geglättet. So wurden die vom Statistischen Bundesamt veröffentlichten saisonbereinigten Werte für den letzten inländischen Verbrauch und das BIP verwendet. Allerdings muß damit in Kauf genommen werden, daß sich die Macht eines ADF-Tests verringert.¹⁰ Andernfalls würde die weitere Analyse jedoch erheblich kompliziert, zumal die Saisonkomponente offensichtlich über die Zeit variabel ist und allein durch saisonale Dummies nicht hinreichend modelliert werden kann. In früheren empirischen Analysen von NATREX-Modellen sind saisonale und zyklische Schwankungen z. T. durch die Bildung von einfachen gleitenden Durchschnitts eliminiert worden.¹¹ Ganz davon abgesehen, daß die Macht von ADF-Tests auf diese Weise ebenfalls reduziert würde, würde diese Praxis im vorliegenden Fall zusätzlich dazu führen,

¹⁰ Vgl. z. B. *Ghysels/Perron* [1993].

¹¹ Vgl. z. B. *Stein* [1995], *Stein/Sauernheimer* [1996].

daß sich der Strukturbruch durch den Wechsel von west- auf gesamtdeutsche Daten im Zusammenhang mit der deutschen Einheit von einer auf mehrere Perioden verteilte.

3. Der Produktivitätsparameter

Der Produktivitätsparameter u ist im Modell als Skalenparameter der Produktionsfunktion $Y = F(K, L)$ eingeführt worden. Er gibt also die totale Faktorproduktivität wieder, obwohl er natürlich auch Größen wie die Grenzproduktivität des Kapitals oder die Arbeitsproduktivität beeinflusst. In den bisher veröffentlichten Arbeiten zu NATREX-Modellen ist eine Vielzahl von Proxyvariablen für u verwendet worden, u. a. ein zwölf Quartale umfassender gleitender Durchschnitt über die Wachstumsrate des realen BSP (Stein [1995]), das reale BIP pro Beschäftigtem (Lim / Stein [1995]), der reale Wert der Kapitalausstattung im Unternehmenssektor pro Beschäftigtem, also eine Art Kapitalintensität (Crouhy-Veyrac / Saint Marc [1995]), die reale Bruttowertschöpfung im Dienstleistungssektor und Staat (Sauernheimer / Grassinger [1995]) oder der Quotient aus einem Index industrieller Aktienpreise und einem Index industrieller Erzeugerpreise, eine Größe, die sich am Tobinschen q orientiert (Stein / Sauernheimer [1996]). All diese Proxies haben den Nachteil, in einem NATREX-Modell endogen bestimmt zu werden und insbesondere mit jeder (woher auch immer rühenden) Änderung des Kapitalstocks zu variieren. Auch ein einmaliger Produktivitätsschock würde deshalb fälschlicherweise auch die nachfolgenden Werte dieser Proxyvariablen beeinflussen. Die Wahl dieser Proxies erscheint um so schwerer verständlich als es mit der Wachstumsbuchhaltung (growth accounting) ein einfaches und etabliertes Verfahren zur Bestimmung der totalen Faktorproduktivität gibt. Dieses Verfahren soll hier Verwendung finden. Dagegen mag u. a. eingewandt werden, daß die Berechnung einer Zeitreihe der totalen Faktorproduktivität angesichts der Unsicherheit in den Daten gewagt sei. Eine solche Zeitreihe ist jedoch einer von vornherein mit Sicherheit fehlerhaften Proxyvariablen vorzuziehen.

Trifft man die nach wie vor weit verbreiteten (weil empirisch gut bestätigten und vereinfachenden) Annahmen¹² einer linear-homogenen Cobb-Douglas-Produktionsfunktion und Harrod-neutralen technischen Fortschritts

$$(42) \quad Y = K^\alpha (uL)^{1-\alpha}$$

mit α als der partiellen Produktionselastizität des Kapitals, kann die Wachstumsrate der totalen Faktorproduktivität¹³, $\hat{u}$, nach Logarithmierung und Ableitung nach der Zeit berechnet werden als

¹² Vgl. z. B. Hall / Jones [1999] oder Adams / Coe [1990].

¹³ Der Produktivitätsparameter u wird gewöhnlich nur bei Unterstellung Hicks-neutralen technischen Fortschritts als „totale Faktorproduktivität“ bezeichnet. Hicks-neutraler techni-

$$(43) \quad \hat{u} = \frac{1}{1-\alpha} \hat{Y} - \frac{\alpha}{1-\alpha} \hat{K} - \hat{L}.$$

Damit ist auch die Zeitreihe u gegeben, da deren Anfangswert in der vorliegenden Analyse bedeutungslos ist.

In der Produktionsfunktion (42) fehlen zwei Gruppen von auf den ersten Blick vielleicht naheliegenden Produktionsfaktoren:

1. Im theoretischen Modell spielen Rohstoffimporte als Inputs eine entscheidende Rolle. Dieser Faktor ist dort allerdings limitational mit einer Produktionsfunktion wie z. B. (42) verknüpft; seine Produktivität wird separat durch den Inputkoeffizienten a gemessen. Auch in den üblicherweise verwendeten Daten einer Wachstumsbuchhaltung ist dieser Produktionsfaktor bereits nicht mehr enthalten, da Y i. d. R. als Summe der Bruttowertschöpfungen aufgefaßt wird, die u. a. unter Abzug der Preise importierter Rohstoffe berechnet wird. Die Entlohnung dieses Faktors ist also nicht mehr aus Y zu leisten. Rohstoffimporte brauchen in der Wachstumsbuchhaltung also nicht berücksichtigt zu werden.
2. In jüngeren Anwendungen der Wachstumsbuchhaltung wird in aller Regel nicht nur die Menge, sondern auch die Qualität der Produktionsfaktoren Arbeit und Kapital, insbesondere in Form der Variablen Humankapital, berücksichtigt. Änderungen der Qualität der Faktoren schlagen sich in einer Formulierung wie (42) in Variationen des Produktivitätsfaktors u nieder. Aber genau das ist beabsichtigt, denn das theoretische Modell abstrahiert ja auch von der Qualität der Faktoren. Dementsprechend soll sich alles, was den Output beeinflußt und nicht auf Mengenänderungen der Inputs K und L zurückzuführen ist, in einer Variation von u widerspiegeln. Ganz abgesehen davon kann die Vernachlässigung von Qualitätssteigerungen der Faktoren auch generell damit begründet werden, daß deren Ursache technischer Fortschritt, also ein Anstieg von u ist.¹⁴ Schließlich würde die Berücksichtigung von Qualitätsänderungen die Berechnungen mit hoher Unsicherheit belasten.

Im folgenden wird erläutert, welche Datenreihen den einzelnen Variablen bzw. Parametern in (43) zugrunde liegen. Dabei soll vorausgeschickt werden, daß grundsätzlich – also auch für die 90er Jahre – ausschließlich westdeutsche Daten benutzt wurden. Dies liegt daran, daß lange Zeit keine verlässlichen Daten insbesondere zum Kapitaleinsatz in den neuen Bundesländern vorlagen, so daß eine gesamtdeutsche totale Faktorproduktivität nicht berechenbar war.

scher Fortschritt ist aber keine plausible Hypothese, weshalb hier Harrod-neutraler technischer Fortschritt angenommen ist. Will man aus den hier verwendeten Werten für u die totale Faktorproduktivität bei Hicks-neutralem technischen Fortschritt berechnen, ist aus diesen Werten die $(1-\alpha)$ te Wurzel zu ziehen.

¹⁴ Vgl. z. B. *Quah* [1999].

Die partielle Produktionselastizität eines Faktors entspricht bei einer linear homogenen Produktionsfunktion und der ebenfalls im Modell unterstellten vollkommenen Konkurrenz dem Anteil dieses Faktors am Gesamteinkommen. Dementsprechend ist α der Kapital- und $(1 - \alpha)$ der Arbeitseinkommensanteil am Gesamteinkommen. Letzterer wird hier auf folgende Weise ermittelt: Die Zeitreihe des Einkommens aus unselbständiger Arbeit im Inland, die neben Löhnen und Gehältern auch Sozialkosten umfaßt, wird durch die jeweiligen Werte des nominalen BIP geteilt. Da Selbständige auf diese Weise nicht erfaßt werden, wird das Resultat mit dem Verhältnis aus Erwerbstätigen zu Arbeitnehmern jeweils im Inland multipliziert. Bildet man aus der entstandenen Zeitreihe das arithmetische Mittel, erhält man für den Arbeitseinkommensanteil am Gesamteinkommen in Westdeutschland einen Wert von $(1 - \alpha) \approx 0,628$. Artus [1977] setzte für Westdeutschland einen Arbeitseinkommensanteil von 64 % an. Andere Arbeiten kommen zu Werten von 61 % für die Bretton-Woods-Periode und 60 % für 1960 – 1990.¹⁵ Diese erstaunlich gute Übereinstimmung spricht für die langfristige Konstanz von α und damit für die Cobb-Douglas-Produktionsfunktion.

Für L wurde die Zeitreihe der Arbeitsvolumina, also der geleisteten Arbeitsstunden der Erwerbstätigen im früheren Bundesgebiet, eingesetzt. Zur Messung des Kapitaleinsatzes wurde das reale Bruttoanlagevermögen verwendet.¹⁶ Dabei wurde der Argumentation von Maddison [1987] gefolgt, nach der der Bruttokapitalstock den Beitrag von Kapital zur laufenden Produktion besser wiedergibt als der entsprechende Nettowert.¹⁷ Der Kapitalstock wurde mit der Kapazitätsauslastung in der verarbeitenden Industrie Westdeutschlands multipliziert. Auch dies ist damit zu begründen, daß hier der Beitrag des Kapitals zur laufenden Produktion und nicht der Wert des Kapitalstocks gemessen werden soll.¹⁸ Für die Produktion Y wurde das BIP zu konstanten Preisen eingesetzt.

Mit Hilfe der Wachstumsbuchhaltung konnte aus diesen Daten eine Zeitreihe für die totale Faktorproduktivität Westdeutschlands, u^D , berechnet werden. Der zeitliche Verlauf (vgl. Abb. 27) läßt einen deutlichen Produktivitätsanstieg bis zum Beginn des Jahres 1979 erkennen, der dann abflacht. Ein neuerlicher Produktivitätsschub setzte dann ab 1990 ein. Damit zeigen auch diese Ergebnisse, daß das Phänomen des „productivity slowdown“ in Deutschland später einsetzte als bei-

¹⁵ Vgl. Barro/Sala-i-Martin [1995], S. 380.

¹⁶ Details der Berechnung der Zeitreihe finden sich in Anhang IV.

¹⁷ Vgl. Maddison [1987], S. 656. Auch Erber/Haid [1992] verwenden in ihrer Wachstumsbuchhaltung für Westdeutschland das Bruttoanlagevermögen.

¹⁸ Mit dieser offensichtlich kaum verbreiteten Korrektur des Kapitalstocks um die Kapazitätsauslastung wird berücksichtigt, daß der Kapitalstock nur allmählich an seinen Optimalwert angepaßt werden kann. In diesem Fall kann zur Berechnung des Kapitaleinkommensanteils nicht mehr der beobachtbare Zinssatz verwendet werden; vgl. Berndt/Fuss [1986], Hulten [1986]. Dieses Problem wird hier aber umgangen, indem auf die Eigenschaft der linearen Homogenität der Produktionsfunktion zurückgegriffen wird und nur der Arbeitseinkommensanteil berechnet wird. Der Kapitaleinkommensanteil ergibt sich dann als Residuum.

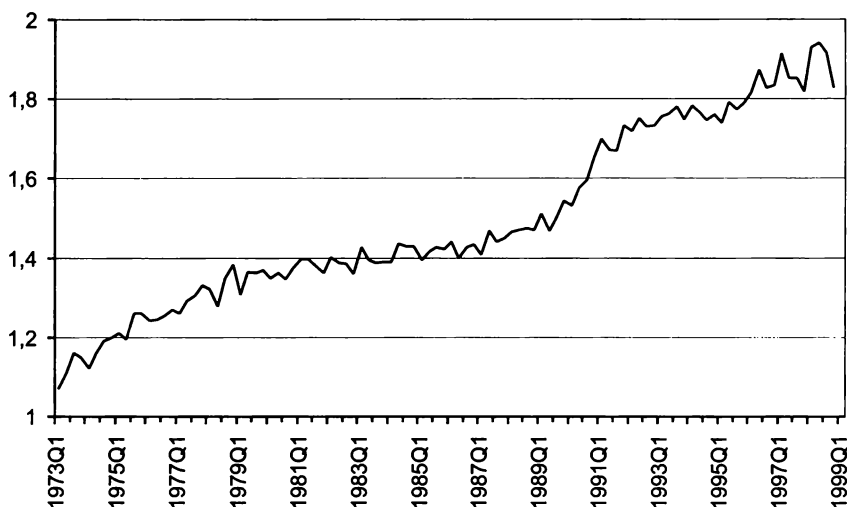


Abb. 27: Totale Faktorproduktivität Westdeutschlands, u^D ; saisonbereinigte Werte

spielsweise in den USA.¹⁹ Weicht man von der Annahme der Cobb-Douglas-Produktionsfunktion ab und verwendet variable Kapitaleinkommensanteile²⁰ $\bar{\alpha}_t = (\alpha_t + \alpha_{t+1})/2$, ändert sich die resultierende Zeitreihe für u^D nur marginal. Im Wachstumsgleichgewicht gilt bei Harrod-neutralem technischen Fortschritt $\hat{Y} = \hat{K}$, so daß sich Gleichung (43) auf

$$(44) \quad \hat{Y} - \hat{L} = \hat{u}$$

reduziert. Berechnet man die totale Faktorproduktivität auf diese Weise, ändert sich die resultierende Zeitreihe vor allem insofern, als die unterschiedlichen Wachstumsphasen verschwimmen. Die 80er Jahre scheinen also durch eine Anpassung an das neue Wachstumsgleichgewicht mit überproportionalem Wachstum des Kapitaleinsatzes gekennzeichnet zu sein. Ähnliches deutet sich für die späten 90er Jahre an.

4. Weitere Fundamentalvariablen

Zur Ermittlung des in Abb. 28 dargestellten Realzinses auf dem Weltkapitalmarkt wird letzterer zur Vereinfachung mit dem Kapitalmarkt der USA gleichge-

¹⁹ Vgl. z. B. Chart A in *Englander/Mittelstädt* [1988].

²⁰ Vgl. z. B. *Barro/Sala-i-Martin* [1995], S. 347, oder *Young* [1992].

setzt. Quartalswerte des Realzinses wurden aus dem Nominalzins auf langfristige Staatsanleihen, i^{US} , und dem Konsumentenpreisindex, CPI^{US} , berechnet als

$$(45) \quad r_t^{US} = i_t^{US} - \left(\frac{CPI_t^{US}}{CPI_{t-4}^{US}} - 1 \right) \cdot 100.$$

In (45) wurde für die erwartete die aktuelle Inflationsrate eingesetzt, weil beide Größen im Modell für die mittlere bis lange Frist übereinstimmen.²¹ Neben dem Realzins für die USA wurde auch die Realzinsdifferenz zwischen Deutschland und den USA, $r^D - r^{US}$, gebildet, um die dem Modell zugrundeliegende Hypothese der Realzinskonvergenz überprüfen zu können.



Abb. 28: Realzins auf dem Kapitalmarkt der USA, r^{US}

Der relative Rohstoffpreis Deutschlands, p^D (vgl. Abb. 29), ist definiert als der Quotient aus dem Preis der Rohstoffimporte, p_N^D , und dem Preis der Konsumgüter- bzw. der übrigen Importe, p_M^D . Für p_N^D wurde der Index der Rohstoffeinfuhrpreise, für p_M^D der Index der Einfuhrpreise von Fertigwaren verwendet. Der deutsche Inputkoeffizient für Rohstoffe, a^D , wird hier berechnet als Quotient aus dem mit dem obengenannten Index der Rohstoffeinfuhrpreise deflationierten nominalen Rohstoffeinfuhren und dem realen BIP. Ab 1991:1 werden gesamtdeutsche statt west-

²¹ Statische Realzinserwartungen entsprechen dem Modell also eher als vollkommene Voraussicht, die impliziert wäre, wenn man statt lags leads der Inflationsrate verwendet hätte; vgl. dazu Kapitel B. II.

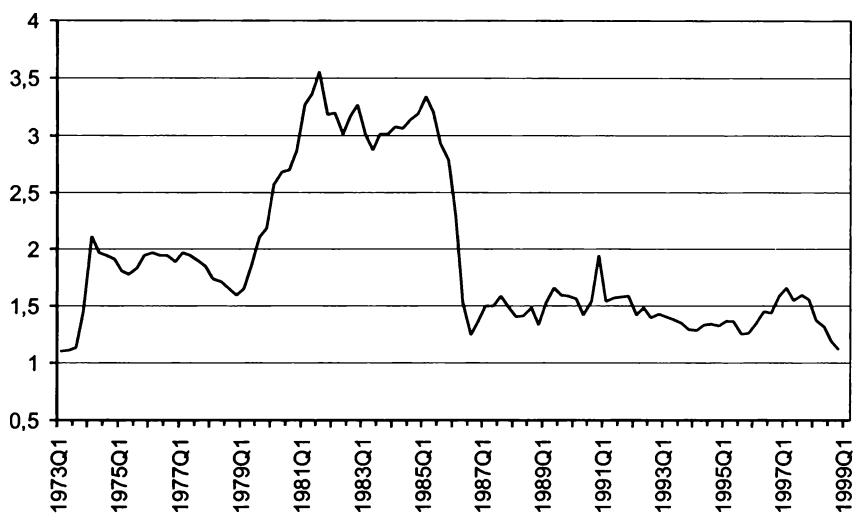


Abb. 29: Relativpreis der von Deutschland importierten Rohstoffe und importierten Fertigwaren, p^D

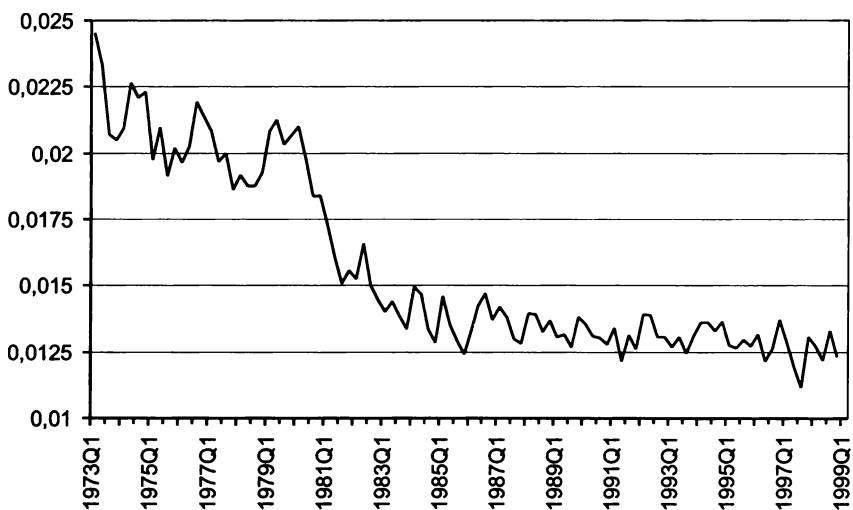


Abb. 30: Inputkoeffizient für importierte Rohstoffe in Deutschland, α^D ; ab 1991:1 incl. der neuen Bundesländer

deutsche Daten zur Berechnung von a^D verwendet. Wie in Abb. 30 erkennbar macht sich diese Umstellung in der Zeitreihe nicht bemerkbar. Der Rohstoffinputkoeffizient scheint sich demnach zum Zeitpunkt der deutschen Vereinigung in West- und Ostdeutschland kaum voneinander unterschieden zu haben. Weil im Modell a und p ausschließlich multiplikativ verknüpft vorkommen, wurde auch die gemeinsame exogene Variable $a^D \cdot p^D$, der Rohstoffimportfaktor, berechnet (vgl. Abb. 31).

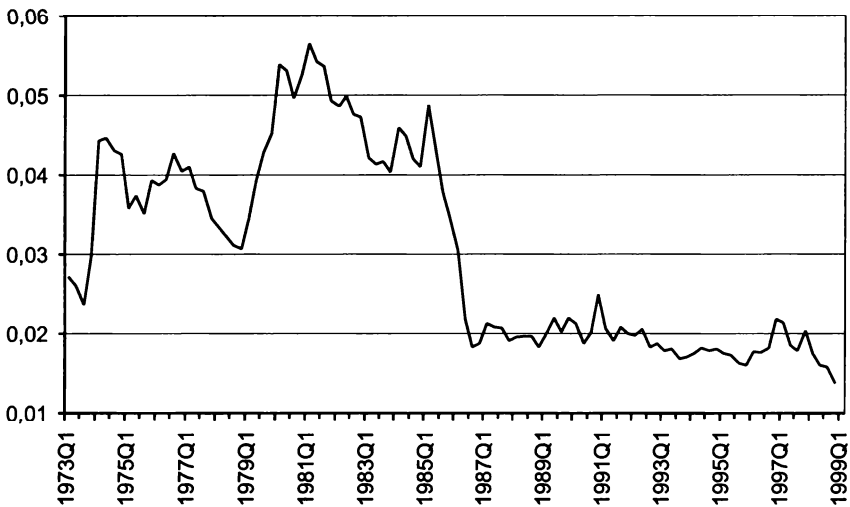


Abb. 31: Rohstoffimportfaktor, $a^D \cdot p^D$

Als besonders schwierig erweist es sich, Proxyvariablen für Geschmacksparameter zu finden. So sind beispielsweise keine Quartalsdaten für Verbrauchsgüterimporte erhältlich. Der Geschmacksparameter für Deutschland, τ^D , wurde schließlich berechnet als

$$\tau^D = - \frac{\text{Einfuhr von Fertigwarenderzeugnissen} + \text{Einfuhr von Gütern der Ernährungswirtschaft}}{\text{reales BIP}}.$$

Für die Einfuhren wurden wie für das BIP reale Werte, die sogenannten Volumina, eingesetzt. Durch die Vorzeichenumkehrung entspricht ein τ^D -Anstieg wie im Modell einer Geschmacksverlagerung in Deutschland zugunsten von deutschen Gütern. Auch hier wurden ab 1991:1 gesamtdeutsche Daten verwendet. Wie Abb. 32 zeigt, macht sich auch dies keineswegs als Bruch in der Zeitreihe bemerk-

bar, wenn auch in der Zeit der deutschen Vereinigung deutliche Abweichungen vom sonst relativ regelmäßigen Trend zu anteilmäßig steigenden „Verbrauchsgüter“-Importen im Zuge der Globalisierung auftreten. So konnte offensichtlich schon 1990 die steigende „Verbrauchsgüter“-Nachfrage aus der heimischen Produktion allein nicht mehr gedeckt werden, so daß auf Importe ausgewichen werden mußte. Das heimische Angebot paßte sich dann – so ließe sich die Zeitreihe interpretieren – entweder bis 1993 an die gestiegene Nachfrage an, oder es handelte sich in der Zeit von 1990 bis 1993 um einen nur vorübergehenden Nachfragesog im Zusammenhang mit der deutschen Einheit oder schließlich um eine Kombination aus beiden Erklärungsansätzen. Solche Phänomene sind zwar nicht eigentlich als Geschmacksverlagerungen zu bezeichnen, sind aber Ergebnis eines exogenen Schocks, der neben anderem auch wie eine Geschmacksverlagerung ins Ausland wirkt. Generell ist zu dieser Proxyvariablen für τ zu bemerken, daß sie zwar vermutlich Geschmacksverlagerungen und ähnliche Schocks wiedergibt, daß sie möglicherweise aber auch vom realen Wechselkurs beeinflusst wird und damit endogen ist.²² Der optische Eindruck (vgl. Abb. 32) gibt allerdings keinen Hinweis darauf, daß die oben beschriebenen Anomalien in der zeitlichen Entwicklung von τ^D ab 1990 in irgendeiner Weise unmittelbar von RCPI abhingen. Diese Beobachtung wird von Strauß [2000] untermauert, nach dessen Schätzung die langfristige Elastizität der deutschen realen Importe gegenüber dem realen Außenwert der DM nur 0,09 beträgt.²³ Selbst wenn jedoch τ^D tatsächlich endogen ist, wird dadurch die VAR-Schätzung nicht verzerrt. Darüber hinaus kann eine eventuelle Endogenität dieser Variablen im Rahmen der Kointegrationstests erkannt werden.

Für den ausländischen Geschmacksparameter, τ^A , wurde als Proxyvariable $\tau^{(8)}$, der Quotient aus den Exportvolumina Deutschlands und der Summe der realen Bruttoinlandsprodukte acht wichtiger Außenhandelspartner Deutschlands gebildet, für den ausländischen Kapitalstock, K^A , bzw. den Auslandskonsum, C^A , die Summe der realen Bruttoinlandsprodukte zehn wichtiger deutscher Exportmärkte gewichtet mit dem jeweiligen Anteil an den deutschen Ausfuhren, $Y^{(10)}$. Da diese beiden Variablen von der Kointegrationsanalyse ausgeschlossen blieben, wird zu Details ihrer Konstruktion auf Anhang IV verwiesen.

²² Neben dem realen Wechselkurs werden die Verbrauchsgüterimporte im Modell auch vom Niveau des Inlandskonsums und dessen Determinanten, insbesondere des Vermögens, bestimmt. Indem die Importe durch das BIP geteilt werden, wird diese Abhängigkeit für die Proxyvariable τ^D aber gemildert. Eine Division unmittelbar durch den Konsum statt durch das BIP ist aber unzweckmäßig, weil im Gegensatz zu den Modellannahmen Fertigwarenimporte in der Realität zum großen Teil auch Investitionsgüter umfassen.

²³ Vgl. Strauß [2000], S. 29 – 30.

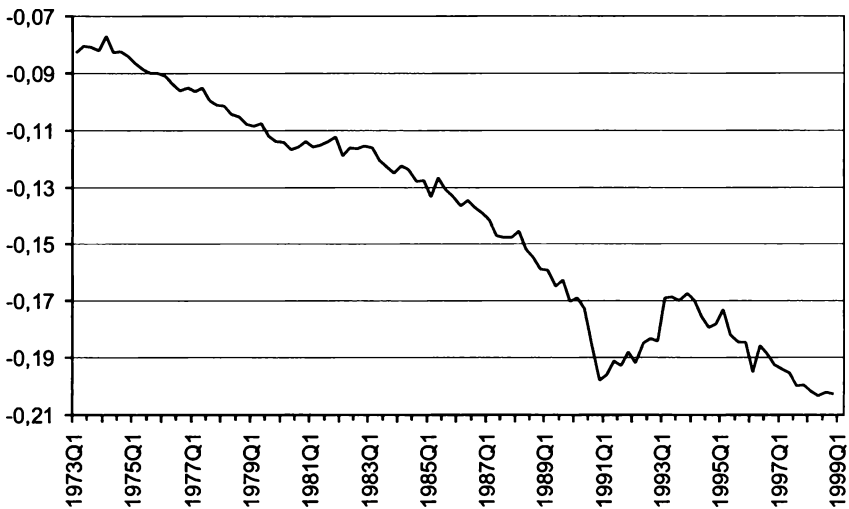


Abb. 32: Geschmacksparemeter Deutschlands, τ^D ; saisonbereinigte Werte

III. Statistische Eigenschaften der untersuchten Zeitreihen

Bei der Analyse der statistischen Eigenschaften der soeben beschriebenen Zeitreihen sollen Einheitswurzeltests im Vordergrund stehen, weil deren Ergebnis über das ökonometrische Instrumentarium der weiteren Analyse entscheidet. Die Tests werden i. d. R. sowohl für den vollständigen Beobachtungszeitraum 1973:1 bis 1998:4 als auch für einen leicht verkürzten Zeitraum von 1975:1 bis 1998:4 vorgenommen. Von den Komponenten des realen Wechselkurses weist der nominale Wechselkurs eine weit höhere Varianz auf als die Preisniveaus. Deshalb wird der reale Wechselkurs kurz- bis mittelfristig stark vom nominalen Wechselkurs beeinflusst. In der Übergangsphase vom Bretton-Woods-System zu einem System flexibler Wechselkurse und deren Folgezeit (1973 bis 1974) wird aber der nominale und somit auch der reale Wechselkurs u. U. von Faktoren bestimmt, die mit dem Regimewechsel zusammenhängen statt mit den im theoretischen Modell identifizierten Fundamentalfaktoren. Der verkürzte Beobachtungszeitraum trägt dieser Möglichkeit Rechnung.²⁴ Ein Vergleich der Ergebnisse beider Zeiträume läßt u. U. Instabilitäten der statistischen Eigenschaften der Zeitreihen erkennen.

²⁴ Allerdings werden die ersten Quartale auch bei Verwendung des vollständigen Beobachtungszeitraums meistens das Ergebnis nicht beeinflussen können, weil sie i. d. R. nur in den verzögerten Variablen ins ökonometrische Modell eingehen und die höchsten Verzögerungen meist wegen Insignifikanz eliminiert werden.

1. Korrelation

Um Hinweise auf eventuelle Multikollinearität zwischen den Regressoren zu erhalten, werden vor einer Regressionsanalyse oft deren Korrelationskoeffizienten berechnet. Von den hier analysierten Zeitreihen sind u^D , τ^D , $\tau^{(8)}$ und $Y^{(10)}$ hoch korreliert. Zwischen allen Kombinationen dieser Variablen ergeben sich jeweils Korrelationskoeffizienten von 91 % bis 98 %. Alle anderen Variablenpaare sind deutlich geringer korreliert mit Korrelationskoeffizienten von höchstens 79 %. Die Ergebnisse sind unabhängig davon, ob der volle oder der verkürzte Beobachtungszeitraum zugrunde gelegt wurde. Bei der Beurteilung der hohen Korrelationskoeffizienten ist nun aber zu berücksichtigen, daß deterministische oder stochastische Trends in den Zeitreihen deren Korrelation verstärken dürfte. Sollte also z. B. die Existenz von Einheitswurzeln in den Zeitreihen festgestellt werden, mögen hohe Korrelationen eher tolerierbar sein.

2. Einheitswurzeltests

In der angewandten Ökonometrie wird als Einheitswurzeltest in aller Regel der Augmented Dickey-Fuller-(ADF-)Test verwandt. Dabei sind Probleme dieses Tests wie z. B. seine geringe Macht wohl bekannt: Wenn eine stationäre Zeitreihe nur sehr langsam zu ihrem langfristigen Mittelwert hin konvergiert, wird die Konvergenz von einem ADF-Test schlecht erkannt. Die Zeitreihe wird u. U. fälschlicherweise als nichtstationär ausgewiesen. Deshalb wurden etliche Tests mit höherer Macht entwickelt. Um die erwähnten Fehler zu vermeiden, sollen die vorliegenden Zeitreihen nicht nur einem ADF-Test unterzogen werden, sondern auch einem Test mit höherer Macht, dem DF-GLS-Test. Für die Zeitreihe der Zeitpräferenzrate schließlich wurde im Gegensatz zu den übrigen Zeitreihen ein Einheitswurzeltest verwandt, der einen Strukturbruch berücksichtigt.

a) ADF-Tests

Der ADF-Test²⁵ läßt bei der Vorgehensweise Freiheiten zum einen in bezug auf die Wahl der deterministischen Elemente in der Schätzgleichung, zum anderen in bezug auf die Wahl der Anzahl verzögerter Variablen. In allgemeiner Form lautet die Dickey / Fuller-Schätzgleichung für die Variable y_t ,

$$(46) \quad \Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

mit ε_t = white noise.

²⁵ Vgl. Dickey / Fuller [1979, 1981].

Bei der Wahl der deterministischen Elemente wurde das von Dolado/Jenkinson/Sosvilla-Rivero [1990] entwickelte Verfahren²⁶ angewandt, welches nicht nur den Umstand berücksichtigt, daß die Verteilung der Prüfgrößen von ADF-Tests von den verwendeten deterministischen Elementen abhängen, sondern auch, daß umgekehrt Tests auf die deterministischen Elemente von der Existenz einer Einheitswurzel beeinflusst werden. Dabei bildet Gleichung (46) die Grundlage einer ersten Schätzung. Sollte die Nullhypothese $\gamma = 0$ schon bei dieser sehr allgemeinen Form mit den kritischen Werten aus Fuller [1976] abgelehnt werden, ist die Prozedur beendet. Anderenfalls wird getestet, ob $a_2 = 0$ ist; wenn nicht, wird der Test auf $\gamma = 0$ unter Verwendung der Normalverteilung wiederholt, wenn ja, wird Gleichung (46) unter der Restriktion $a_2 = 0$, also ohne deterministischen Trend, ein zweites Mal geschätzt. Kann auch jetzt die Nullhypothese $\gamma = 0$ mit den kritischen Werten aus Fuller nicht abgelehnt werden, ist auf $a_0 = 0$ zu testen. Ist das Absolutglied signifikant von Null verschieden, entscheidet ein erneuter Test auf $\gamma = 0$ unter Verwendung der Normalverteilung über Annahme oder Ablehnung der Nullhypothese. Anderenfalls ist (46) unter der Restriktion $a_0 = a_2 = 0$ ein letztes Mal zu schätzen und wiederum mit den kritischen Werten aus Fuller auf $\gamma = 0$ zu testen.

Bei der Wahl der Anzahl von Verzögerungen, also von p in Gleichung (46), wird auf ein Verfahren zurückgegriffen, das von Ng/Perron [1995] auf Grundlage eines Methodenvergleichs befürwortet wird. Es wird zunächst ein relativ hoher maximaler Wert für p (p_1) festgelegt, in der vorliegenden Untersuchung eine Verzögerung von $p_1 = 12$ Quartalen. Erweist sich bei der Schätzung von (46) der Koeffizient dieser maximal verzögerten Variable als insignifikant, wird die Schätzung mit einer maximalen Verzögerung von $p_2 = p_1 - 1$, hier also mit $p_2 = 11$, wiederholt. Auf diese Weise wird sukzessive jeweils die höchste Verzögerung aus der Schätzung eliminiert, bis der geschätzte Parameter der maximal verzögerten Variablen signifikant von Null abweicht. Erst für diese Schätzung wird dann der Einheitswurzeltest vorgenommen.

Die Ergebnisse der ADF-Tests sind in den Tabellen 2 bis 5 zusammengefaßt:

²⁶ Das Verfahren wird im Detail beschrieben in *Enders* [1995], S. 256–258.

Tabelle 2

ADF-Test auf Basis von Gleichung (46), 1973:1 bis 1998:4;
kritische Werte (KW) für $\gamma = 0$ nach Fuller [1976], für $a_2 = 0$ und $a_0 = 0$
nach Dickey/Fuller [1981]; bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 %
signifikante Werte sind mit einem * gekennzeichnet.

	Gleichung (46) unrestringiert			Gleichung (46) mit $a_2 = 0$			Gleichung (46) mit $a_0 = a_2 = 0$	
	$\gamma = 0$ für $a_2 \neq 0$: KW: $\sim -3,45$; für $a_2 = 0$: NV	$a_2 = 0$ KW: $\sim \pm 3,14$	p	$\gamma = 0$ für $a_0 \neq 0$: KW: $\sim -2,89$; für $a_0 = 0$: NV	$a_0 = 0$ KW: $\sim \pm 2,86$	p	$\gamma = 0$ KW: $\sim -1,95$	p
<i>RCPI</i>	-1,476	0,212	6	-1,674	1,639	6	-0,606	6
u^D	-1,662	1,796	5	0,235	0,216	5	2,560	5
r^{US}	-1,755	-0,024	1	-1,851	1,606	1	-0,928	1
$r^D - r^{US}$	-3,031	-0,866	3	-2,909*	-	3	-	-
p^D	-2,048	-1,702	1	-1,308	1,098	1	-0,818	1
a^D	-1,143	-0,427	6	-1,593	1,170	6	-2,257*	6
$a^D \cdot p^D$	-2,555	-2,284	3	-1,180	0,817	3	-1,113	3
τ^D	-1,765	-1,720	12	-0,417	-1,460	12	2,827	12
$\tau^{(8)}$	-1,547	1,780	11	0,963	-0,503	6	2,940	6
$\gamma^{(10)}$	-1,424	1,522	1	0,667	0,448	1	5,334	1

Tabelle 3

ADF-Test auf Basis von Gleichung (46), 1975:1 bis 1998:4;
zu weiteren Erläuterungen s. Tab. 2

	Gleichung (46) unrestringiert			Gleichung (46) mit $a_2 = 0$			Gleichung (46) mit $a_0 = a_2 = 0$	
	$\gamma = 0$ für $a_2 \neq 0$: KW: $\sim -3,45$; für $a_2 = 0$: NV	$a_2 = 0$ KW: $\sim \pm 3,14$	p	$\gamma = 0$ für $a_0 \neq 0$: KW: $\sim -2,89$; für $a_0 = 0$: NV	$a_0 = 0$ KW: $\sim \pm 2,86$	p	$\gamma = 0$ KW: $\sim -1,95$	p
<i>RCPI</i>	-2,314	1,235	6	-2,536	2,483	6	-0,962	6
u^D	-1,870	2,091	5	0,419	-0,045	5	2,357	5
r^{US}	-1,696	-0,317	1	-2,212	1,889	3	-0,650	0
$r^D - r^{US}$	-2,973	-0,605	3	-2,923*	-	3	-	-
p^D	-2,502	-2,333	1	-1,261	1,088	1	-0,696	1
a^D	-1,465	-0,479	6	-1,891	1,569	6	-1,961*	6
$a^D \cdot p^D$	-2,817	-2,669	3	-1,062	0,752	3	-0,936	3
τ^D	-2,082	-1,968	0	-0,510	-1,369	12	2,655	12
$\tau^{(8)}$	-1,535	1,750	11	0,734	-0,427	11	1,863	11
$\gamma^{(10)}$	-1,530	1,675	1	0,918	0,034	1	5,143	1

Tabelle 4

**ADF-Test der ersten Differenzen auf Basis von Gleichung (46);
kritische Werte (KW) nach Fuller [1976]; bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 %
signifikante Werte sind mit einem * gekennzeichnet.**

	Gleichung (46) unrestrictiert 1973:1 bis 1998:4		Gleichung (46) unrestrictiert 1975:1 bis 1998:4	
	$\gamma = 0$ KW: $\sim -3,45$	p	$\gamma = 0$ KW: $\sim -3,45$	p
$\Delta RCPI$	-4,983*	5	-5,132*	5
Δu^D	-3,869*	4	-3,804*	4
Δr^{US}	-7,541*	0	-7,327*	0
Δp^D	-6,967*	0	-6,725*	0
$\Delta(a^D \cdot p^D)$	-4,218*	2	-4,048*	2
$\Delta \tau^D$	-4,368*	11	-4,167*	11
$\Delta \tau^{(8)}$	-5,450*	5	s. Tab. 5	
$\Delta Y^{(10)}$	-7,044*	0	-6,820*	0

Tabelle 5

**ADF-Test über $\Delta \tau^{(8)}$ und $\Delta \Delta \tau^{(8)}$ auf Basis von Gleichung (46), 1975:1 bis 1998:4;
kritische Werte (KW) nach Fuller [1976], für $a_2 = 0$ und $a_0 = 0$
nach Dickey / Fuller [1981]; bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 %
signifikante Werte sind mit einem * gekennzeichnet.**

	Gleichung (46) unrestrictiert			Gleichung (46) mit $a_2 = 0$			Gleichung (46) mit $a_0 = a_2 = 0$	
	$\gamma = 0$ für $a_2 \neq 0$: KW: $\sim -3,45$; für $a_2 = 0$: NV	$a_2 = 0$ KW: $\sim \pm 3,14$	p	$\gamma = 0$ für $a_0 \neq 0$: KW: $\sim -2,89$; für $a_0 = 0$: NV	$a_0 = 0$ KW: $\sim \pm 2,86$	p	$\gamma = 0$ KW: $\sim -1,95$	p
$\Delta \tau^{(8)}$	-2,414	1,112	10	-2,175	1,759	10	-1,272	10
$\Delta \Delta \tau^{(8)}$	-6,872*	-	9	-	-	-	-	-

Den Tabellen ist zu entnehmen, daß die Reihen $RCPI$, r^{US} , p^D und $(a^D \cdot p^D)$ integriert vom Grade eins sind. Weil der reale Wechselkurs integriert vom Grade eins ist, können zum einen nur solche Variablen seine langfristigen Determinanten sein, die ebenfalls integriert vom Grade eins sind; als solche kommen z. B. r^{US} , p^D und $(a^D \cdot p^D)$ in Frage. Zum anderen folgt, daß das adäquate Instrument für die weitere Untersuchung die Kointegrationsanalyse ist.

Nach dem Schema von Dolado/Jenkinson/Sosvilla-Rivero [1990] sind auch die Reihen u^D , τ^D und $Y^{(10)}$ integriert vom Grade eins. Diese Reihen weisen jedoch im letzten und entscheidenden ADF-Test ohne Drift und deterministischen Trend einen positiven Wert der berechneten Prüfgröße auf. Insbesondere die hohen positiven Werte für $Y^{(10)}$ deuten darauf hin, daß diese Zeitreihe eine Wurzel innerhalb des Einheitskreises enthalten und damit explosiv sein könnte. Alternativ ließe sich dieses Phänomen so erklären, daß die Zeitreihen im Widerspruch zu den Testergebnissen doch deterministische Elemente enthalten und die Schätzung unter der Restriktion $a_0 = a_2 = 0$ fehlspezifiziert ist. Mit signifikanten deterministischen Elementen wäre zwar für die Tests auf $\gamma = 0$ die Normalverteilung anzuwenden. Doch in fast allen Fällen würde auch hier die Nullhypothese der Nichtstationarität nicht abgelehnt werden können. Um zusätzliche Informationen zu erhalten, wurden Tests über $\gamma = a_0 = 0$, $\gamma = a_2 = 0$ und $\gamma = a_0 = a_2 = 0$ vorgenommen:

Tabelle 6

Tests auf $\gamma = a_0 = 0$, $\gamma = a_2 = 0$ und $\gamma = a_0 = a_2 = 0$ auf Basis der restringierten und unrestringierten Schätzungen von Gleichung (46), 1973:1 bis 1998:4; kritische Werte (KW) nach Dickey/Fuller [1981]; bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % signifikante Werte sind mit einem * gekennzeichnet.

	$\gamma = a_0 = 0$ (KW: ~ 4,71)	$\gamma = a_2 = 0$ (KW: ~ 6,49)	$\gamma = a_0 = a_2 = 0$ (KW: ~ 4,88)
u^D	3,26	1,64	3,31
τ^D	5,12*	1,57	4,49
$Y^{(10)}$	14,20*	1,38	10,38*

Tabelle 7

Tests auf $\gamma = a_0 = 0$, $\gamma = a_2 = 0$ und $\gamma = a_0 = a_2 = 0$ auf Basis der restringierten und unrestringierten Schätzungen von Gleichung (46), 1975:1 bis 1998:4; kritische Werte (KW) nach Dickey/Fuller [1981]; bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % signifikante Werte sind mit einem * gekennzeichnet.

	$\gamma = a_0 = 0$ (KW: ~ 4,71)	$\gamma = a_2 = 0$ (KW: ~ 6,49)	$\gamma = a_0 = a_2 = 0$ (KW: ~ 4,88)
u^D	2,81	2,28	3,37
τ^D	3,75	2,17	6,08*
$Y^{(10)}$	13,06*	1,83	9,84*

Für den Produktivitätsparameter werden die Ergebnisse der ADF-Tests bestätigt, für den deutschen Geschmacksparemeter in der Mehrzahl auch; es sind dort aber leichte Inkonsistenzen zwischen den verschiedenen Testergebnissen erkennbar.

Beim Auslandseinkommen schließlich wird sowohl $\gamma = a_0 = a_2 = 0$ als auch $\gamma = a_0 = 0$ für beide Zeiträume deutlich abgelehnt. Daraus muß nicht notwendigerweise auf Stationarität von $Y^{(10)}$ geschlossen werden. In Verbindung mit den deutlichen Hinweisen auf Explosivität dieser Zeitreihe bei $a_0 = a_2 = 0$ erscheinen ihre Integrationseigenschaften aber so unsicher, daß $Y^{(10)}$ in der Kointegrationsanalyse nicht berücksichtigt wurde.

Den Tabellen 2 bis 5 zufolge ist der Geschmacksparemeter des Auslands, $\tau^{(8)}$, über den Zeitraum 1973:1 bis 1998:4 integriert vom Grade eins, über den Zeitraum 1975:1 bis 1998:4 aber integriert vom Grade zwei. Auch hier sind leichte Anzeichen für Explosivität erkennbar. Da die Integrationseigenschaften von $\tau^{(8)}$ offensichtlich entscheidend vom Beobachtungszeitraum abhängen, wurde der ADF-Test noch einmal für den Zeitraum 1973:1 bis 1995:4 wiederholt, weil zu diesem Zeitpunkt die Datenquelle gewechselt wurde. In diesem Fall erweist sich $\tau^{(8)}$ dann als nicht integriert, enthält aber einen deterministischen Trend. Da diese Zeitreihe damit sowohl trendstationär als auch integriert vom Grade eins als auch integriert vom Grade zwei sein kann, wurde auch sie in der Kointegrationsanalyse nicht berücksichtigt.

Der Rohstoffinputkoeffizient, a^D , erweist sich für beide Zeiträume als stationär. Dies widerspricht den Modellannahmen, da er damit langfristig den integrierten realen Wechselkurs nicht bestimmen kann. Da aber a und p im theoretischen Modell ausschließlich multiplikativ verknüpft vorkommen, können a^D und p^D nicht nur separat sondern auch als gemeinsame Variable ($a^D \cdot p^D$) ins ökonometrische Modell aufgenommen werden. Weil ($a^D \cdot p^D$) – wie oben erwähnt – integriert vom Grade eins ist, wird diesem Weg hier gefolgt.

Die Realzinsdifferenz zwischen Deutschland und den USA ist dem ADF-Test zufolge stationär. Damit wird die Modellannahme der Realzinskonvergenz bestätigt.

b) DF-GLS-Tests

Die Integrationseigenschaften der ausgewählten Zeitreihen sollen nun mit Hilfe des DF-GLS-Test von Elliott / Rothenberg / Stock [1996] überprüft werden. Dieser Test besitzt eine höhere Macht als der ADF-Test, kann also stationäre Zeitreihen eher als solche erkennen, auch wenn sie dem ADF-Test nach integriert sind. Bei dem DF-GLS-Test wird die zu analysierende Zeitreihe zunächst um deterministische Elemente bereinigt, bevor über die bereinigte Zeitreihe ein ADF-Test vorgenommen wird. Da das Verfahren bisher völlig ungebräuchlich ist, soll es hier kurz skizziert werden:

1. Berechne einen Parameter $\bar{\alpha}$ nach der Formel $\bar{\alpha} = 1 - 13,5/T$ mit T = Anzahl der Beobachtungswerte. Da bei dem nach der Bereinigung vorzunehmenden ADF-Test wie oben eine maximale Verzögerung von $p = 12$ Quartalen berücksich-

sichtigt wurde und ein weiterer Beobachtungswert durch die Verwendung von Variablen in Differenzen verloren ging, ist bei dem Beobachtungszeitraum 1973:1 bis 1998:4 $T = 91$ und damit $\bar{\alpha} \approx 0,852$.

2. Konstruiere die Zeitreihen $\bar{z}_{(1)} = \{1; 1 - \bar{\alpha}; 1 - \bar{\alpha}; \dots; 1 - \bar{\alpha}\}$ und $\bar{z}_{(2)} = \{1; 2 - \bar{\alpha}; 3 - 2\bar{\alpha}; \dots; 91 - 90\bar{\alpha}\}$ mit jeweils $T = 91$ Elementen.
3. Konstruiere aus der Originalzeitreihe der zu analysierenden Variablen y_t die Reihe $\bar{y} = \{y_1; y_2 - \bar{\alpha}y_1; y_3 - \bar{\alpha}y_2; \dots; y_T - \bar{\alpha}y_{T-1}\}$.
4. Ermittle²⁷ $\hat{\beta}_0$ und $\hat{\beta}_1$ aus einer OLS-Schätzung der Regressionsgleichung $\bar{y}_t = \beta_0 \bar{z}_{(1)t} + \beta_1 \bar{z}_{(2)t} + \varepsilon_t$.
5. Berechne die sogenannte lokal um den Trend bereinigte Zeitreihe $y_t^d = y_t - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 t$.
6. Unterziehe y_t^d einem gewöhnlichen ADF-Test ohne deterministische Elemente in der Schätzgleichung, d. h. schätze $\Delta y_t^d = \gamma y_{t-1}^d + \sum_{i=1}^p a_i \Delta y_{t-i}^d + \varepsilon_t$ und teste auf $\gamma = 0$. Elliott / Rothenberg / Stock [1996] geben für eine Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % und $T = 100$ einen kritischen Wert von $-3,03$ an.²⁸

Tabelle 8

**DF-GLS-Test nach Elliott / Rothenberg / Stock [1996], 1973:1 bis 1998:4;
bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % signifikante Werte
sind mit einem * gekennzeichnet.**

	$\gamma = 0$	p
$RCPI$	-1,372	6
u^D	-1,835	5
r^{US}	-1,781	1
$a^D \cdot p^D$	-1,732	3
τ^D	-1,689	12
$\tau^{(8)}$	-2,028	11
$Y^{(10)}$	-1,255	1

Tabelle 8 faßt die berechneten Werte der Prüfgröße für einen Test auf $\gamma = 0$ zusammen. Alle untersuchten Variablen sind dem DF-GLS-Test zufolge integriert. Dies gilt interessanterweise auch für die auf Grund der ADF-Testergebnisse von der Kointegrationsanalyse ausgeschlossenen Variablen $\tau^{(8)}$ und $Y^{(10)}$.

²⁷ Ein ^ gebe hier und im folgenden den Schätzwert des entsprechenden Koeffizienten, nicht seine Wachstumsrate, an.

²⁸ Für $T = 50$ wird ein kritischer Wert von $-3,19$ angegeben.

c) Einheitswurzeltests bei Vorliegen eines Strukturbruchs

Die Zeitreihe der Zeitpräferenzrate, ρ^D , kann mit den bisher verwandten Einheitswurzeltests nicht sinnvoll überprüft werden, weil in ihrer Reihe durch die Umstellung von westdeutsche auf gesamtdeutsche Daten in 1991:1 ein deutlicher Strukturbruch entsteht. Es handelt sich dabei um einen sprunghaften Anstieg des Zeitreihenniveaus zu einem gegebenen Zeitpunkt in einer – soweit erkennbar – nicht mit einem deterministischen Trend versehenen Zeitreihe. In Perron [1990] wird ein Einheitswurzeltest entwickelt, der diese Charakteristika berücksichtigt.²⁹ Dort wird auch gezeigt, daß Einheitswurzeltests in Richtung auf Annahme der Hypothese der Nichtstationarität verzerrt sein können, wenn ein signifikanter Strukturbruch im Niveau der Zeitreihe nicht berücksichtigt wird. Nur wenn der Strukturbruch nahe an einem der Ränder der Zeitreihe aufträte – was hier nicht der Fall ist –, wäre eventuell ein ADF-Test über einen verkürzten Beobachtungszeitraum unter Ausschluß der Bruchperiode mächtiger als der Test von Perron [1990].

Nach dem Verfahren von Perron [1990] wird die zu analysierende Variable y_t auf eine Konstante und eine Step-Dummy-Variable regressiert, die bis zum Strukturbruch den Wert 0 und danach den Wert 1 annimmt. Die Zeitreihe der Residuen dieser Regression, also die um eine Konstante und den Bruch bereinigte Zeitreihe $\tilde{y}_t$, wird einem gewöhnlichen ADF-Test ohne deterministische Elemente unterzogen. Die kritischen Werte dieses Tests hängen vom Parameter $\lambda = TB/T$ ab, wobei TB die Anzahl der Beobachtungswerte bis zum Bruch angibt. Da auch hier wieder eine maximale Verzögerung³⁰ von zwölf Quartalen und die Verwendung der Variablen in Differenzen zu berücksichtigen ist, ergibt sich für den Beobachtungszeitraum 1973:1 bis 1998:4 ein λ von $59/91 \approx 0,65$ und für 1975:1 bis 1998:4 ein λ von $51/83 \approx 0,61$. Perron [1990] gibt für $\lambda = 0,6$ und $\lambda = 0,7$ kritische Werte von -3,38 und -3,33 an. Für die Zeitreihe ρ^D sind die berechneten Werte der Prüfgröße -1,671 für 1973:1 bis 1998:4 (bei $p = 4$) und -1,891 für 1975:1 bis 1998:4 (bei $p = 0$). Die Zeitpräferenzrate ist damit nichtstationär.³¹

²⁹ Die oft erwähnten Tests aus Perron [1989] sind nicht in gleichem Maße geeignet, weil sie sich auf trendbehaftete Zeitreihen beziehen.

³⁰ Auch hier wird die Anzahl der Verzögerungen p wieder mit dem Verfahren nach Ng/Perron [1995] bestimmt.

³¹ In Perron [1990] wird ein Verfahren vorgestellt, das zum hier beschriebenen asymptotisch äquivalent ist. Auch bei Anwendung jenes Verfahrens ist ρ^D nichtstationär. Für den unwahrscheinlichen Fall, daß ρ^D doch einen deterministischen Trend enthalten sollte, wurde die Zeitreihe schließlich noch einem Einheitswurzeltest nach Perron [1989] unterzogen, der aber ebenfalls auf Nichtstationarität hindeutete.

IV. Kointegrationsanalyse

1. Methodik

Nachdem festgestellt wurde, welche Variablen neben dem realen Wechselkurs noch integriert vom Grade eins sind, d. h. welche Variablen potentiell einen langfristigen Einfluß auf den realen Wechselkurs haben können, ist nun zu überprüfen, ob es tatsächlich eine solche langfristige Beziehung zwischen diesen Variablen gibt und ggf. welcher Art diese Beziehung ist. Diesem Zweck dient die Kointegrationsanalyse.

Von den verschiedenen Verfahren der Kointegrationsanalyse soll hier mit dem Johansen-Verfahren³² das bei weitem gebräuchlichste angewandt werden. Es hat zum einen den Vorteil, die Existenz mehrerer kointegrierender Vektoren erkennen zu können. Zum anderen legt es zunächst keine der Variablen als exogen fest. Dies ermöglicht nicht nur die Nutzung der vollen in den Daten enthaltenen Information, sondern auch Tests auf die (schwache) Exogenität der Variablen. Das Johansen-Verfahren basiert auf einer Maximum-Likelihood-Schätzung eines VAR-Gleichungssystems über die Modellvariablen. Nun existieren verschiedene Typen von Kriterien, mit denen die Anzahl der Verzögerungen in einem solchen VAR-Modell festgelegt wird:

Erstens können zwei VAR-Modelle, die sich durch die Anzahl der Verzögerungen voneinander unterscheiden, mit Hilfe von Informationskriterien verglichen werden: Zusätzliche Verzögerungen verringern zwar einerseits die Summe der quadrierten Residuen, verringern aber andererseits auch die Freiheitsgrade der Schätzung. Informationskriterien wie das Akaike-Kriterium (AIC), das Schwarz-Bayes-Kriterium (SBC) und das Hannan-Quinn-Kriterium (HQC) wägen diese beiden Effekte auf verschiedene Weise gegeneinander ab. Diesen Formeln liegt allerdings keine Verteilungstheorie zugrunde. Zweitens kann die Verringerung des VAR-Modells um eine oder mehrere Verzögerungen mit einem Likelihood-Ratio-Test³³ überprüft werden. Drittens schließlich kann bei jedem VAR-Modell überprüft werden, ob Annahmeverletzungen der Residualeigenschaften vorliegen. Hier ist an Tests auf Autokorrelation, Heteroskedastie und Nichtnormalität der Residuen zu denken.

In der vorliegenden Untersuchung werden alle Typen von Kriterien berücksichtigt. Nun favorisierten aber die verschiedenen Kriterien niemals alle das gleiche VAR-Modell. Die Informationskriterien, insbesondere das SBC und das HQC wählten in aller Regel VAR-Modelle mit nur sehr wenigen Verzögerungen, oft nur mit einem Lag, aus. Solche Modelle wiesen aber in fast jeder Gleichung schwere

³² Das Verfahren geht zurück auf *Johansen* [1988]. Zahlreiche weitere Arbeiten zu diesem Verfahren folgten, z. B. *Johansen* [1991] und *Johansen/Juselius* [1992].

³³ Ein solcher LR-Test wird hier über einen F-Test approximiert; vgl. *Doornik/Hendry* [1997], S. 212.

Annahmeverletzungen der Residualeigenschaften auf.³⁴ Dies ist auch bei den LR-Tests möglich, wenn bei der allmählichen Reduzierung der Verzögerungen auch die Erklärungskraft des Modells ganz allmählich schwindet und der Verlust sich dann akkumuliert. Aus diesen Gründen wurde hier bei der Auswahl des VAR-Modells den Tests auf die Residualeigenschaften die entscheidende Rolle eingeräumt.³⁵ Selbstverständlich wurde auch hier bei vergleichbarer Güte der Modelle das sparsamer parametrisierte vorgezogen.

Wie bei den Tests auf Integration werden auch die Ergebnisse des Johansen-Verfahrens davon beeinflusst, welche deterministischen Elemente in die Schätzgleichungen aufgenommen werden. Hierbei sind vor allem drei Modellvarianten von Bedeutung,³⁶ zu deren Beschreibung das VAR-Modell in ein äquivalentes Vektor-Fehlerkorrekturmodell (VECM) umzuformen ist, bei dem jede einzelne Gleichung Fehlerkorrekturform hat. Modellvariante 1 enthält ein Absolutglied, das aber grundsätzlich auf den Fehlerkorrekturterm, also den kointegrierenden Vektor, beschränkt ist. Modellvariante 2 läßt ein unrestringiertes Absolutglied, also einen Drift-Term, zu. Modellvariante 3 schließlich enthält zusätzlich zum unrestringierten Absolutglied einen deterministischen Trend im kointegrierenden Vektor.³⁷ Es ist a priori schwer erkennbar, welche der drei Modellvarianten bei gegebenem Datenmaterial die geeignetste ist. In der vorliegenden Untersuchung wird zur Selektion der Modellvariante eine von Johansen [1992] entwickelte Teststrategie verwandt, deren Darstellung eine kurze Skizze des Tests auf reduzierten Rang vorangestellt werden soll.³⁸

³⁴ Dies könnte auf Moving-Average-Elemente in den Prozessen hindeuten. *Cheung/Lai* [1993] weisen darauf hin, daß bei Vorliegen solcher Elemente die Informationskriterien AIC und SBC dazu tendieren, VAR-Modelle mit so wenigen Verzögerungen auszuwählen, daß diese wenigen autoregressiven Elemente nicht ausreichen, die in einem VAR-System nicht modellierten MA-Komponenten zu approximieren. Sie empfehlen, in einem solchen Fall diese Informationskriterien nicht für die Auswahl der Anzahl der Verzögerungen in einem VAR-Modell heranzuziehen.

³⁵ Dabei wurden folgende Tests verwandt (vgl. *Hendry/Doornik* [1996], S. 209–210 und 239–241): Die F-Form eines LM-Tests auf Autokorrelation erster bis fünfter Ordnung (AR-Test), ein F-verteilter Test auf autoregressiv bedingte Heteroskedastie vierter Ordnung (ARCH-Test), ein White-Test auf Heteroskedastie und ein Test auf Normalverteilung der Residuen (NV-Test). Alle Tests bis auf den White-Test wurden für jede einzelne Gleichung des VAR-Systems vorgenommen, alle bis auf den ARCH-Test für das gesamte VAR-System.

³⁶ Vgl. z. B. *Hansen/Juselius* [1995], S. 4–6.

³⁷ Falls darüber hinaus Dummy-Variablen ins Modell eingefügt werden müssen, dürfen diese grundsätzlich nicht auf den kointegrierenden Vektor restringiert werden; vgl. *Hansen/Juselius* [1995], S. 18. Sie können schließlich nicht Bestandteil eines langfristigen Gleichgewichts sein.

³⁸ Wegen der weiten Verbreitung des Johansen-Verfahrens wird hier auf die Beschreibung technischer Details verzichtet. Es sei auf die o. a. Originalliteratur verwiesen. Einführungen in die Technik finden sich u. a. in *Enders* [1995], S. 385–418, und in *Harris* [1995], S. 76–124.

Für eine gegebene Modellvariante und ein VAR-System mit n Variablen berechnet das Johansen-Verfahren zunächst eine Matrix aus n Eigenvektoren. Mit Hilfe des Tests auf reduzierten Rang kann festgestellt werden, wie viele dieser Eigenvektoren kointegrierende Vektoren darstellen. Dabei werden die n zu den Eigenvektoren gehörigen Eigenwerte auf Signifikanz getestet. Der Test beginnt damit, auf die umfassendste Restriktion, nach der alle Eigenwerte gleich Null sind, zu testen. Kann diese Restriktion nicht abgelehnt werden, ist zu schließen, daß keiner der Eigenvektoren ein kointegrierender Vektor ist. Damit ist die Analyse beendet. Eine Ablehnung der Restriktion hingegen impliziert, daß der größte der Eigenwerte signifikant von Null verschieden und der zu ihm gehörige Eigenvektor ein kointegrierender Vektor ist. Um zu ermitteln, ob noch mehr kointegrierende Vektoren existieren, wird dann die Restriktion, nach der alle Eigenwerte mit Ausnahme des größten gleich Null sind, getestet usw. Die getestete Restriktion wird also sukzessive gelockert, solange bis eines der Modelle nicht mehr abgelehnt werden kann.

Die Teststrategie von Johansen [1992] erweitert nun dieses Vorgehen der schrittweisen Aufhebung von Restriktionen um die Dimension der Modellvarianten: Es werden also zunächst alle drei Modellvarianten geschätzt. Der Test auf reduzierten Rang ist dann auch in bezug auf die Modellvariante mit dem am stärksten restringierten Modell zu beginnen, d. i. ein Test auf null kointegrierende Vektoren in Modellvariante 1. Es folgt der gleiche Test für Modellvariante 2, dann für Modellvariante 3, danach ein Test auf höchstens einen kointegrierenden Vektor in Modellvariante 1, das gleiche für Modellvariante 2 usw., solange bis eines der Modelle nicht mehr abgelehnt werden kann.

Abgesehen von den Verzögerungen und den deterministischen Elementen im VECM läßt das Johansen-Verfahren noch Freiheiten bei der Wahl der Prüfgröße des Tests auf reduzierten Rang. Prinzipiell stehen zwei alternative Prüfgrößen, die Trace-Statistik und die λ -max-Statistik, zur Verfügung. Enders [1995]³⁹ favorisiert die Verwendung der λ -max-Statistik mit der Begründung, die Alternativhypothese sei schärfer umrissen. Nach Cheung / Lai [1993] ist andererseits die Trace-Statistik robuster gegenüber Fehlspezifikationen bezüglich der Normalverteilung der Residuen im VAR-System. Zu allem Überfluß lehnen nach Reimers [1992] beide Prüfgrößen in endlichen Stichproben die Nullhypothese der Existenz von höchstens r kointegrierenden Vektoren (mit $r = 0, 1, \dots, n - 1$) zu oft ab, weshalb er für beide Prüfgrößen eine Korrektur vorschlägt. Doch auch diese Reimers-Korrektur ist nicht unumstritten: „It is unclear yet whether this is the preferred correction.“ (Doornik / Hendry [1997], S. 225). So steht der Anwender letztlich vier Prüfgrößen gegenüber, zwischen deren Ergebnissen er nicht qualitativ diskriminieren kann. Aus diesem Grund wurde der Test auf reduzierten Rang für alle vier Prüfgrößen durchgeführt in der Hoffnung, möglichst einheitliche Ergebnisse zu erhalten.

³⁹ Vgl. Enders [1995], S. 393.

2. Ergebnisse

Mit den sechs Variablen $RCPI$, ρ^D , u^D , r^{US} , $(a^D \cdot p^D)$ und τ^D wurde nun also zunächst ein VAR-System geschätzt. Wie schon bei den Integrationstests und eben bei Quartalsdaten üblich, wurde die maximale Verzögerung anfangs provisorisch auf zwölf Quartale festgelegt und dann mit Hilfe der o. g. Kriterien schrittweise reduziert. Schätzzeitraum ist damit 1976:1 bis 1998:4, wobei u. U. bis maximal auf 1973:1 zurückreichende verzögerte Werte mit in das Gleichungssystem eingehen. Da bei sechs Variablen und zwölf Verzögerungen aber bereits 72 Freiheitsgrade aufgebraucht sind, sollte die Anzahl der Verzögerungen nach Möglichkeit deutlich reduziert werden.

Der in der Zeitreihe der Zeitpräferenzrate vorliegende Strukturbruch erfordert die Aufnahme einer Dummy-Variablen ins VAR-Modell. Weil es sich bei ρ^D um eine integrierte Variable handelt, darf hier nicht wie bei den Integrationstests eine Step-Dummy verwendet werden. Statt dessen muß ein Anstieg des Zeitreihenlevels bei integrierten Variablen mit einer Impuls-Dummy-Variablen modelliert werden, die in diesem Fall den Wert 1 in 1991:1 und sonst den Wert 0 annimmt.

Für ein VAR-System mit den sechs erwähnten Variablen und dieser Impuls-Dummy läßt sich allerdings kein Modell finden, bei dem keine der Annahmen über die Residualeigenschaften verletzt ist. Dies ändert sich aber dann, wenn zwei weitere Impuls-Dummies in das Modell eingefügt werden:⁴⁰ Eine für 1983:3, als der Realzins in den USA über den Betrachtungszeitraum sein globales Maximum von 9,0 % erreichte, die zweite für 1985:1, als der Preisindex der Rohstoffimporte so hoch war wie im Betrachtungszeitraum sonst nicht mehr. Ein VAR-System mit den sechs Variablen und diesen drei Impuls-Dummies (VAR 1) weist mit fünf Verzögerungen keinerlei Annahmeverletzungen mehr auf. Auch die Tests auf Reduktion des Modells um eine oder mehrere Verzögerungen lehnen bei fünf Lags eine weitere Reduktion des Modells ab, während bis zu fünf Lags keine Reduktion abgelehnt werden konnte. Das AIC wählt ein System mit drei Verzögerungen aus, das SBC und das HQC eins mit einer Verzögerung.

Ergebnisse von Tests auf reduzierten Rang für dieses VAR-Modell sind in Tab. 9 zusammengefaßt:

⁴⁰ Zur Auswahl gerade dieser Dummies vgl. Anhang V.

Tabelle 9

VAR 1; Tests auf reduzierten Rang, also Tests auf r kointegrierende Vektoren; in Klammern kritische Werte nach Osterwald-Lenum [1992] für eine Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 %; der Test, bei dem die Nullhypothese nach der Teststrategie von Johansen [1992] zum ersten Mal nicht mehr abgelehnt werden kann, ist durch einen * gekennzeichnet.

(a) λ -max-Statistik ohne Reimers-Korrektur

H_0	Modellvariante 1	Modellvariante 2	Modellvariante 3
$r = 0$	76,63 (40,30)	64,26 (39,37)	65,78 (43,97)
$r \leq 1$	37,18 (34,40)	37,12 (33,46)	45,66 (37,52)
$r \leq 2$	20,50* (28,14)	16,26 (27,07)	25,12 (31,46)

(b) λ -max-Statistik mit Reimers-Korrektur

H_0	Modellvariante 1	Modellvariante 2	Modellvariante 3
$r = 0$	51,64 (40,30)	43,31 (39,37)	44,33 (43,97)
$r \leq 1$	25,06* (34,40)	25,01 (33,46)	30,77 (37,52)
$r \leq 2$	13,82 (28,14)	10,96 (27,07)	16,93 (31,46)

(c) Trace-Statistik ohne Reimers-Korrektur

H_0	Modellvariante 1	Modellvariante 2	Modellvariante 3
$r = 0$	159,3 (102,14)	132,8 (94,15)	160,6 (114,90)
$r \leq 1$	82,71 (76,07)	68,56 (68,52)	94,77 (87,31)
$r \leq 2$	45,53* (53,12)	31,45 (47,21)	49,11 (62,99)

(d) Trace-Statistik mit Reimers-Korrektur

H_0	Modellvariante 1	Modellvariante 2	Modellvariante 3
$r = 0$	107,4 (102,14)	89,51* (94,15)	108,2 (114,90)
$r \leq 1$	55,74 (76,07)	46,21 (68,52)	63,87 (87,31)
$r \leq 2$	30,68 (53,12)	21,19 (47,21)	33,10 (62,99)

In drei von vier Fällen wird Modellvariante 1 favorisiert, die als deterministisches Element nur ein auf den kointegrierenden Vektor restringiertes Absolutglied enthält. Nach den Prüfgrößen ohne Reimers-Korrektur liegen zwei kointegrierende Vektoren vor, nach den Prüfgrößen mit Reimers-Korrektur einer oder gar keiner.⁴¹

⁴¹ Eine Sensitivitätsanalyse findet sich in Anhang V.

Die vermutliche Existenz zumindest eines kointegrierenden Vektors ist ein erster Hinweis auf die Relevanz des theoretischen Modells für die Realität. Im folgenden sei die Existenz genau eines kointegrierenden Vektors angenommen.

Mit Hilfe von Likelihood-Ratio-Tests kann nun die Signifikanz der Variablen im kointegrierenden Vektor und die Signifikanz der Fehlerkorrekturkoeffizienten des VECM, die die Anpassungsgeschwindigkeit der Variablen an das durch den kointegrierenden Vektor gegebene langfristige Gleichgewicht angeben, überprüft werden. Letzteres entspricht einem Test auf schwache Exogenität: Eine Variable, die sich nicht signifikant an das langfristige Gleichgewicht anpaßt, ist schwach exogen. In den ersten beiden Spalten von Tab. 10 sind die Testergebnisse zusammengefaßt.

Tabelle 10

VAR 1 und VAR 2, Modellvariante 1; LR-Test auf Signifikanz der Fehlerkorrekturkoeffizienten (α) sowie der Variablen im kointegrierenden Vektor (β) unter der Annahme, daß genau ein kointegrierender Vektor existiert; bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % signifikante Werte sind mit einem * gekennzeichnet.⁴²

Restriktion	p-values	
	VAR 1	VAR 2
$\alpha(RCPI) = 0$	0,01 %*	0,17 %*
$\alpha(p^D) = 0$	0,00 %*	-
$\alpha(u^D) = 0$	0,00 %*	0,00 %*
$\alpha(r^{US}) = 0$	74,19 %	30,62 %
$\alpha(a^D \cdot p^D) = 0$	56,91 %	73,99 %
$\alpha(\tau^D) = 0$	39,19 %	39,40 %
$\beta(RCPI) = 0$	0,00 %*	0,00 %*
$\beta(p^D) = 0$	22,06 %	-
$\beta(u^D) = 0$	0,33 %*	0,00 %*
$\beta(r^{US}) = 0$	0,22 %*	0,86 %*
$\beta(a^D \cdot p^D) = 0$	0,00 %*	0,00 %*
$\beta(\tau^D) = 0$	0,00 %*	0,00 %*

⁴² Tests, bei denen die angegebenen Restriktionen miteinander kombiniert werden, bestätigen die in der Tabelle dargestellten Ergebnisse.

Schwache Exogenität des realen Wechselkurses wird abgelehnt. Hingegen sind r^{US} , $(a^D \cdot p^D)$ und τ^D schwach exogen.⁴³ Diese Ergebnisse liefern weitere Evidenz zugunsten des theoretischen Modells. Daß hingegen u^D und ρ^D den Testergebnissen zufolge modellendogen sind, steht im Widerspruch zum Modell. Eine denkbare Erklärung für die Endogenität von u^D könnte die folgende sein: Es ist durchaus vorstellbar, daß die Zeitreihe der totalen Faktorproduktivität mit einer fiktiven Zeitreihe eines umfassenden Kapitalstocks korreliert ist;⁴⁴ dies ist dann der Fall, wenn rapider technischer Fortschritt mit hohen Investitionen und somit auch mit einem stark steigendem Kapitalstock einhergeht, während bei nur geringem technischen Fortschritt eher wenig investiert wird. Eine solche Kapitalstockreihe wäre aber modellendogen.

Die Proxyvariable für die Zeitpräferenzrate könnte von ihrer Konstruktion her modellendogen sein (vgl. dazu Kapitel D. II. 2.). Im Zusammenhang mit den Tests auf Signifikanz der Variablen im kointegrierenden Vektor verliert das Testergebnis einer endogenen Zeitpräferenzrate aber an Bedeutung. Denn diesbezüglich zeigt Tab. 10, daß die Parameter aller Variablen außer gerade der der Zeitpräferenzrate im kointegrierenden Vektor signifikant von null verschieden sind. Dies impliziert aber, daß die Zeitpräferenzrate für das langfristige Gleichgewicht nicht von Bedeutung ist, ganz unabhängig davon, ob sie auf Ungleichgewichte reagiert oder nicht. Hansen/Juselius [1995] zufolge kann Insignifikanz bei einem solchen Test z. B. dadurch hervorgerufen werden, daß Multikollinearität zu anderen Variablen besteht oder daß wichtige Variablen in der Kointegrationsanalyse keine Berücksichtigung fanden. Die erste dieser beiden Möglichkeiten trifft angesichts der relativ geringen Korrelation von ρ^D zu anderen Modellvariablen (vgl. Kapitel D. III. 1.) wohl nicht zu. Der zweite Erklärungsansatz könnte zwar zutreffen, weil einige Determinanten, die ausschließlich die Leistungsbilanz beeinflussen, in der Kointegrationsanalyse fehlten. Warum dann aber gerade ρ^D und keine andere Variable insignifikant sein sollte, bleibt schleierhaft.

Die Insignifikanz der Zeitpräferenzrate ist auch insofern interessant, als ihr in den theoretischen NATREX-Modellen der Literatur eine besondere Bedeutung zukommt. Nur ρ und u werden in allen Modellen als Determinanten des realen Wechselkurses anerkannt. Auch in den empirischen Untersuchungen von NATREX-Modellen für Deutschland erwies sich ρ bisher als signifikant.⁴⁵ Die Diskrepanz zur Literatur kann daran liegen, daß dort der Beobachtungszeitraum kürzer war, daß dort nie eine Impuls-Dummy-Variable für den Bruch der deutschen Einheit ver-

⁴³ Dies wäre bei der gewählten Proxyvariablen für τ^D nicht unbedingt zu vermuten gewesen; vgl. Kapitel D. II. 4.

⁴⁴ Dies kann durchaus eine Folge der Konstruktion der Proxyvariablen u^D sein. Beim growth accounting wurde ja das Anlagevermögen als Proxy für den Kapitalstock verwandt. Soweit „Kapital“ über das Anlagevermögen hinausgeht, finden sich diese Bestandteile des Kapitals in der u^D -Reihe wieder.

⁴⁵ Vgl. *Sauernheimer/Grassinger* [1995], *Stein/Sauernheimer* [1996] und *Stein* [1997].

wendet wurde oder daß etliche der hier aufgenommenen Variablen dort keine Berücksichtigung fanden.

Insgesamt bestätigen die Tests weitgehend das Modell. Eine Ausnahme davon bilden allerdings die Ergebnisse der die Zeitpräferenzrate betreffenden Tests und des Tests auf schwache Exogenität des Produktivitätsparameters.

Wegen der Insignifikanz der Zeitpräferenzrate wurde die Kointegrationsanalyse in einem zweiten Ansatz unter Ausschluß von ρ^D wiederholt. Damit entfällt natürlich auch der Grund für eine Aufnahme der Impuls-Dummy für 1991:1. Ein VAR-Modell mit den fünf verbleibenden Variablen und ohne jede Dummy-Variable weist bei acht Verzögerungen keine Annahmeverletzungen der Residualeigenschaften auf. Reduziert man das System weiter bis auf fünf Verzögerungen treten Annahmeverletzungen nur in den Gleichungen auf, die die Variablen erklären, die im ersten Ansatz als schwach exogen eingestuft wurden.⁴⁶ Aus diesem Grund wurde dieses System mit fünf Verzögerungen ohne Dummy-Variablen (VAR 2) für die Kointegrationsanalyse verwendet.

Tabelle 11

VAR 2; Tests auf reduzierten Rang, also Tests auf r kointegrierende Vektoren; zu weiteren Erläuterungen s. Tab. 9.

(a) λ -max-Statistik ohne Reimers-Korrektur

H_0	Modellvariante 1	Modellvariante 2	Modellvariante 3
$r = 0$	51,92 (34,40)	48,52 (33,46)	48,59 (37,52)
$r \leq 1$	18,59* (28,14)	15,96 (27,07)	33,98 (31,46)
$r \leq 2$	14,19 (22,00)	14,18 (20,97)	14,46 (25,54)

(b) λ -max-Statistik mit Reimers-Korrektur

H_0	Modellvariante 1	Modellvariante 2	Modellvariante 3
$r = 0$	37,81 (34,40)	35,34 (33,46)	35,39* (37,52)
$r \leq 1$	13,54 (28,14)	11,62 (27,07)	24,75 (31,46)
$r \leq 2$	10,34 (22,00)	10,33 (20,97)	10,53 (25,54)

⁴⁶ Den Tests auf Reduktion des Systems um eine oder mehrere Verzögerungen zufolge hätte ein VAR-Modell mit sechs Verzögerungen ausgewählt werden müssen, allen Informationskriterien zufolge eines mit nur einer Verzögerung.

(c) Trace-Statistik ohne Reimers-Korrektur

H_0	Modellvariante 1	Modellvariante 2	Modellvariante 3
$r = 0$	97,76 (76,07)	84,96 (68,52)	113,7 (87,31)
$r \leq 1$	45,84* (53,12)	36,44 (47,21)	65,14 (62,99)
$r \leq 2$	27,26 (34,91)	20,48 (29,68)	31,16 (42,44)

(d) Trace-Statistik mit Reimers-Korrektur

H_0	Modellvariante 1	Modellvariante 2	Modellvariante 3
$r = 0$	71,19* (76,07)	61,87 (68,52)	82,83 (87,31)
$r \leq 1$	33,39 (53,12)	26,54 (47,21)	47,44 (62,99)
$r \leq 2$	19,85 (34,91)	14,91 (29,68)	22,69 (42,44)

Tab. 11 gibt die Ergebnisse der Tests auf reduzierten Rang wieder. Wie auch schon bei VAR 1 unterstützt auch bei VAR 2 eine Mehrheit der Tests die Modellvariante 1. Im Gegensatz zu vorher gibt es jetzt jedoch weniger Hinweise auf kointegrierende Vektoren: Die Prüfgrößen ohne Reimers-Korrektur identifizieren nur noch einen, beide Prüfgrößen mit Reimers-Korrektur gar keinen. Die λ -max-Statistik mit Reimers-Korrektur kommt allerdings zu dem wenig plausiblen Ergebnis, daß Modellvariante 3 vorliegt, obwohl in keiner der Variablen ein deterministischer Trend nachzuweisen war. Ohne Berücksichtigung von Modellvariante 3 würde auch hier ein kointegrierender Vektor bei Modellvariante 1 gefunden. Nichtsdestoweniger bleibt die Möglichkeit, daß für VAR 2 kein kointegrierender Vektor existiert. Eventuell ist die Zeitpräferenzrate doch ein entscheidender Bestandteil des langfristigen Gleichgewichts.

Im folgenden soll nun auch für VAR 2 von der Existenz genau eines kointegrierenden Vektors ausgegangen werden. Wie für VAR 1 wurden auch hier Likelihood-Ratio-Tests auf die Signifikanz der Variablen im kointegrierenden Vektor und auf die Fehlerkorrekturkoeffizienten durchgeführt. Deren Ergebnisse sind in der letzten Spalte von Tab. 10 dargestellt. Sie sind für jede Variable qualitativ mit denen von VAR 1 identisch: Alle Variablen sind nun signifikanter Bestandteil des kointegrierenden Vektors. Während r^{US} , $(a^D \cdot p^D)$ und τ^D schwach exogen sind, bleiben $RCPI$ und u^D endogen. Damit bestätigen alle Tests abgesehen vom Exogenitätstest für u^D das theoretische Modell.

V. Die Entwicklung des deutschen realen Wechselkurses und seines langfristigen Gleichgewichtswerts von 1973 bis 1998

Der langfristige Gleichgewichtswert des realen Wechselkurses, der (langfristige) NATREX, ist bestimmt über den mit dem Johansen-Verfahren ermittelten kointegrierenden Vektor. Legt man VAR 1, Modellvariante 1 und die mit den LR-Tests akzeptierten Restriktionen über die Exogenität des amerikanischen Realzinses, des Geschmacksparameters und des Rohstoffimportfaktors zugrunde, erhält man als Gleichung des langfristigen gleichgewichtigen Wechselkurses

$$(47) \quad \hat{R}^* = 25,841 + 96,588\rho^D + 57,054u^D - 1,1309r^{US} + 480,75\tau^D - 381,56(a^D \cdot p^D) .$$

Berücksichtigt man zusätzlich die Restriktion, daß die Zeitpräferenzrate sich als insignifikant herausstellte, ist der NATREX auf Grundlage von VAR 2 gegeben als

$$(48) \quad \hat{R}^* = 83,975 + 76,013u^D - 1,0306r^{US} + 579,78\tau^D - 336,62(a^D \cdot p^D) .$$

Die Vorzeichen dieser Koeffizienten können nicht zur Evaluierung des theoretischen Modells herangezogen werden, weil die Vorzeichen der langfristigen Multiplikatoren in der Theorie immer unbestimmt geblieben sind (vgl. Tab. 1). Es ist jedoch festzustellen, daß diese empirisch ermittelten Vorzeichen exakt mit den mittelfristigen Multiplikatoren der theoretischen Analyse übereinstimmen.⁴⁷ Im Fall Deutschlands wird also der mittelfristige Einfluß von Schocks nicht mehr durch langfristige endogene Anpassungen des Kapitalstocks und der Nettoauslandsverschuldung in ihren Auswirkungen auf den gleichgewichtigen realen Wechselkurs überkompensiert.⁴⁸ Während dieses Ergebnis mit dem hier entwickelten Modell im Einklang steht, widerspricht es doch in bezug auf die Zeitpräferenzrate allen anderen NATREX-Modellen, auch denen für Deutschland. Wie in Kapitel C. VI. 1. beschrieben, hat ja in diesen Modellen ein Anstieg der Zeitpräferenzrate zwangsläufig ein Anwachsen der Nettoauslandsschuld und damit der Zinslast des Inlands zur Folge. Diese muß durch einen höheren Handelsbilanzüberschuß ausgeglichen werden und erzwingt somit langfristig eine reale Abwertung. Den hier vorgestellten empirischen Ergebnissen zufolge ruft jedoch eine Zunahme der Zeitpräferenzrate langfristig eine reale Aufwertung der Inlandswährung hervor. Wegen der Insignifikanz von ρ^D ist die Evidenz gegen die Modelle der Literatur aber nicht zwingend.

⁴⁷ Für den Produktivitätsparameter gilt dies allerdings nur dann, wenn der plausible Fall 1 unterstellt wird, nach dem technischer Fortschritt die Investitionsnachfrage mittelfristig stärker anregt als er das gesamtwirtschaftliche Angebot ausweitet. Vgl. dazu Kapitel C. VI. 2.

⁴⁸ Es ist allerdings nicht völlig auszuschließen, daß der für die Schätzung verwandte Beobachtungszeitraum einfach zu kurz ist, um eine solche Überkompensation in der sehr langen Frist zu bemerken.

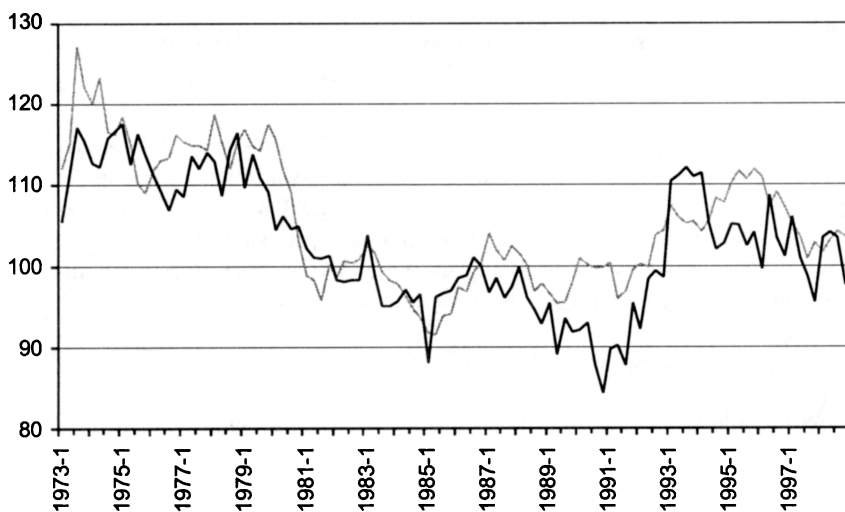


Abb. 33: Tatsächliche (hell) und gleichgewichtige (dunkel) Werte des realen Wechselkurses, *RCPI*

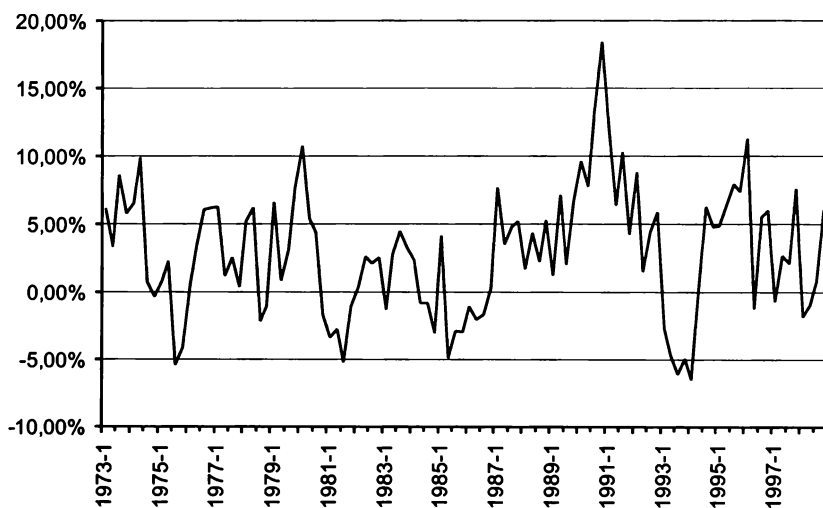


Abb. 34: Prozentuales Misalignment des realen Wechselkurses, *RCPI*

Abb. 33 gibt die Zeitreihen des realen Wechselkurses und seines auf Basis von Gleichung (48) berechneten Gleichgewichtswerts für den Zeitraum 1973:1 bis

1998:4 wieder.⁴⁹ Abb. 34 zeigt die Zeitreihe des daraus resultierenden prozentualen Misalignments des realen Wechselkurses, $(RCPI - R^*)/R^*$. Dabei ist darauf hinzuweisen, daß es sich hier um Misalignments in bezug auf das langfristige Gleichgewicht handelt, nicht notwendigerweise aber um Misalignments gegenüber einem mittelfristigen Gleichgewicht wie es im theoretischen Modell definiert wurde. Diesen Abbildungen entsprechende Graphiken auf Basis von Gleichung (47) präsentieren ein annähernd identisches Bild, was wiederum die Insignifikanz der Zeitpräferenzrate reflektiert. Das staatliche Ausgabenverhalten kann damit hier im Gegensatz zu anderen empirischen Studien aus der NATREX-Literatur zumindest nicht unmittelbar für die Entwicklung des Gleichgewichtswerts des realen Wechselkurses verantwortlich gemacht werden.

Im Zuge des Zusammenbruchs des Bretton-Woods-Systems wertete sich die DM von 1973:1 bis 1973:3 um mehr als 13 % auf. Abb. 33⁵⁰ zufolge war diese Entwicklung vom Trend her durchaus fundamental gerechtfertigt, denn R^* stieg in diesem Zeitraum um ca. 11 % an. Hohe Produktivitätszuwächse im Inland und ein Absinken der Realzinsen in den USA sollten dem Modell nach die heimischen Investitionen anregen, so Nettokapitalimporte induzieren und die DM real aufwerten.⁵¹ Tatsächlich war zu dieser Zeit in Deutschland eine rege Investitionstätigkeit zu verzeichnen. Weil die DM aber schon zu Beginn des Beobachtungszeitraums real um 6 % überbewertet war, änderte sich an dem Zustand der Überbewertung auch nichts. Schon damals wurde auf Grundlage von Kaufkraftvergleichen eine reale Überbewertung der DM vermutet.⁵²

In den darauffolgenden zwei Jahren bis 1975:3 blieb R^* mehr oder weniger konstant. Ursache dafür war die gegenläufige Entwicklung zweier Fundamentalfaktoren: Der erste Ölpreisschock sollte dem Modell nach mit einem scharfen Preisanstieg der Rohstoffimporte ab 1973:4 die Investitionsneigung zurückdrängen und die Kapitalimporte verringern. Einen entgegengesetzten Effekt haben die weiter bis auf unter -4 % fallenden Realzinsen in den USA. Im Laufe des Jahres 1974 kehrten sich beide Entwicklungen um: Steigende Ölfördermengen ließen die Rohstoffpreise wieder sinken, ein deutlicher Inflationsrückgang in den USA die amerikanischen Realzinsen wieder zunehmen. Für beide Teilperioden glichen sich die

⁴⁹ Gelegentlich wird in solchen Darstellungen die Zeitreihe der Gleichgewichtswerte z. B. mit einem Hodrick-Prescott-Filter geglättet, um zyklische Schwankungen zu eliminieren. In der Terminologie von Clark/MacDonald [1999] oder MacDonald [2000] liefe dies auf die Ermittlung des eher normativen totalen Misalignments gegenüber dem hier dargestellten laufenden Misalignment hinaus. Da aber das Ausmaß der Glättung willkürlich festgelegt werden müßte, wurde hier darauf verzichtet. Auf diese Weise wird dem Leser ein Einblick in die Originalergebnisse ermöglicht.

⁵⁰ Vgl. zu den folgenden Ausführungen auch die Abb. 27 bis 32.

⁵¹ Da langfristige Effekte die mittelfristigen ohnehin nicht überkompensieren, werden in den Erläuterungen dieses Kapitels erstere nicht mehr erwähnt, obwohl sie natürlich in die Multiplikatoren von Gleichung (48) mit eingehen und damit die Entwicklung von R^* mitbestimmen.

⁵² Vgl. Sachverständigenrat [1973], S. 60.

Effekte auf den gleichgewichtigen realen Wechselkurs etwa aus. Tatsächlich jedoch wertete sich die DM über diesen Zeitraum real um über 13 % ab, und zwar v. a. auf dem Wege einer im Vergleich zum Ausland sehr niedrigen Inflationsrate. Die ursprüngliche reale Überbewertung von 10 % wurde so in eine reale Unterbewertung von 6 % umgekehrt.

Im nächsten Jahr bis 1976:3 wertete sich der NATREX der DM um ca. 9 % ab. Verantwortlich dafür waren zum einen mit weiter sinkender Inflation weiter steigende Realzinsen in den USA und zum anderen eine im Vergleich zum BIP überproportional starke Zunahme der Rohstoffimporte.⁵³ Beides wirkt investitionshemmend und fördert so Nettokapitalexporte. Nichtsdestoweniger führte tatsächlich eine ausgeprägte konjunkturelle Erholung in Deutschland zu steigenden Investitionen und zu einer nominal so starken Aufwertung der DM, daß sie danach auch real wieder um ca. 6 % überbewertet war.

Die folgende Zeit bis zur Mitte des Jahres 1979 war von uneinheitlichen Tendenzen sowohl des NATREX als auch des tatsächlichen realen Wechselkurses gekennzeichnet. Die Überbewertung blieb bestehen.

Im Jahre 1979 setzte dann der zweite Ölpreisschock ein, der die Preise importierter Rohstoffe bis 1981 drastisch steigen ließ. Noch währenddessen begannen 1980 die bis dahin wieder negativen amerikanischen Realzinsen rapide anzusteigen. Dies wurde dadurch hervorgerufen, daß die schon seit einiger Zeit sehr restriktive Geldpolitik der Federal Reserve Bank mit hohen Nominalzinsen endlich die vergleichsweise hohe Inflation zu reduzieren begann. Bei tendenziell unveränderten Nominalzinsen und weiter sinkender Inflation stieg der Realzins bis auf 9 % im dritten Quartal 1983. Hatten die Rohstoffpreise in der Zwischenzeit im Zuge der weltweiten Rezession nachgegeben, so zogen sie gerade seit Ende 1983 wegen steigender Rohstoffnachfrage bei einer wirtschaftlichen Erholung vieler Länder bis zum Beginn des Jahres 1985 wieder kräftig an. Die Kombination von Rohstoffpreis- und Realzinsanstieg trug wesentlich dazu bei, daß sich der NATREX in diesen knapp sechs Jahren um fast 23 % abwertete. Tatsächlich verringerte sich der reale Außenwert der DM in diesem Zeitraum um etwa denselben Prozentsatz, was v. a. die starke nominale US-Dollar-Aufwertung reflektierte.⁵⁴ Diese reale Abwertung der DM setzte allerdings – vielleicht wegen der damals restriktiver werdenden Geldpolitik – erst ein halbes Jahr nach dem Beginn des drastischen Rohstoffpreisanstiegs ein, was eine Verschärfung der Überbewertung der DM zur Folge hatte. Dann jedoch fiel die Abwertung zunächst übermäßig heftig aus, so daß die DM zeitweise bis zu 5 % unterbewertet war. Obwohl hier also Rohstoffpreise als Fun-

⁵³ Nur in dieser Phase einer relativ ruhigen Rohstoffpreisentwicklung machten sich Variationen des Rohstoffinputkoeffizienten bemerkbar.

⁵⁴ In diesen Zeitraum fällt auch eine Phase sehr expansiver Fiskalpolitik in den USA. Diese kann durchaus die Zeitpräferenzrate des Auslands, ρ^A , erhöht und auf diese Weise den gleichgewichtigen realen Wechselkurs Deutschlands beeinflusst haben. Da aber – wie oben erwähnt – für ρ^A bzw. C^A keine in der Kointegrationsanalyse verwendbare Proxyvariable gefunden werden konnte, kann ein solcher Einfluß hier nicht nachgewiesen werden.

damentalfaktoren berücksichtigt wurden, folgte mit einiger Verzögerung auf beide Ölkrisen eine vorübergehende reale Unterbewertung der real sonst meist überbewerteten DM.

Die umgekehrte Entwicklung trat 1985:1 bis 1986:3 ein. Mit dem Ölpreissturz fielen die Preise importierter Rohstoffe drastisch. Gleichzeitig sanken in den USA die Realzinsen, weil dort bei einer sich abschwächenden Konjunktur eine expansive Geldpolitik verfolgt werden konnte, ohne daß die Inflation zunahm. Aus fundamentaler Sicht hätte es damit zu einer rapiden realen Aufwertung der DM kommen müssen, die dann mit dem Wertverfall des US-Dollar auch eintrat, allerdings nicht in erforderlichem Umfang. Daraus resultierte eine dritte Phase einer real unterbewerteten DM.

Waren bis dahin die dramatischen Entwicklungen nicht vom Inland beeinflussbarer Faktoren für die Entwicklung des gleichgewichtigen realen Wechselkurses maßgeblich, so traten im folgenden binnenwirtschaftliche Faktoren in den Vordergrund. Seit 1987 nahm der Anteil importierter Fertigwaren am BIP in sich beschleunigendem Ausmaß zu. Mögen dafür anfangs die Maßnahmen zu der für 1992 geplanten Vollendung des Europäischen Binnenmarktes ursächlich gewesen sein, so ist der enorme Importsog 1990 auf die Öffnung der innerdeutschen Grenze, die Währungs-, Wirtschafts- und Sozialunion mit der damaligen DDR in Verbindung mit nahezu voll ausgelasteten Kapazitäten in Westdeutschland zurückzuführen. Vor allem diese Ereignisse verursachten eine kräftige Abwertung des NATREX. Da der reale Außenwert der DM nur anfangs dieser Periode zurückging, baute sich eine immer höhere reale Überbewertung der DM auf, die Ende 1990 ca. 19 % erreichte. Der Grund für diese extreme Überbewertung mag gewesen sein, daß es gelang, die deutschen Realzinsen 1990 vorübergehend von den amerikanischen abzukoppeln: In den drei Quartalen bis 1990:2 schossen die deutschen Realzinsen um 2,5 Prozentpunkte nach oben und lagen dann um etwa den gleichen Betrag über den amerikanischen. Dies ermöglichte die Kapitalimporte, die eine reale Abwertung der DM verhinderten.

Von Ende 1990 bis 1993:3 kam es zu einer beispiellosen Aufwertung des deutschen NATREX um etwa 33 %. Das Zusammenwirken dreier Fundamentalfaktoren war dafür verantwortlich: Erstens ging die deutsche Einheit mit einer im Beobachtungszeitraum sonst nie erreichten Zunahme der totalen Faktorproduktivität einher.⁵⁵ Da sich die hier berechnete totale Faktorproduktivität auch nach der deutschen Einheit nur auf Westdeutschland bezieht, kann dieses Produktivitätswachstum nicht auf die plötzliche Verringerung der Kapitalintensität zurückgeführt werden, die dadurch entstand, daß das relativ reichlich mit Kapital ausgestattete Westdeutschland um die relativ kapitalarmen neuen Bundesländer erweitert wur-

⁵⁵ Schon 1991 sah *Siebert* [1991] die Möglichkeit, daß die deutsche Einheit durch die Ansiedlung moderner Technologien in den neuen Bundesländern einen Produktivitätsschock zur Folge haben könnte, der die DM langfristig real aufwerten würde. Die in der vorliegenden Analyse ermittelten Produktivitätsgewinne beziehen sich allerdings auf Westdeutschland.

de.⁵⁶ Weil die Kapazitätsauslastung beim growth accounting mit einbezogen wurde, kommt auch der 1990 sehr hohe westdeutsche Auslastungsgrad als Ursache nicht in Frage. Vielmehr scheinen – wie auch das Beispiel der USA später in den 90er Jahren zeigt – moderne Ökonomien in der Lage zu sein, bei überbordender Nachfrage ihre Produktion elastischer auszudehnen, als dies allein von den üblicherweise berücksichtigten Inputfaktoren und ihrer Auslastung her erklärbar wäre.

Der hier betrachtete Produktivitätsanstieg war zwar schon in der Zeit von Ende 1989 bis Anfang 1991 am ausgeprägtesten; seine Auswirkungen auf R^* wurden aber 1990 vom gewaltigen Importsog der deutschen Einheit überlagert. Für das immer noch beträchtliche Produktivitätswachstum danach galt dies jedoch nicht mehr. Ganz im Gegenteil wurde die Entwicklung von 1989 und v. a. 1990 wieder rückgängig gemacht, indem der Anteil importierter Fertigwaren an der deutschen Gesamtnachfrage immer weiter und besonders drastisch Ende 1992 zurückging. Dies ist die einzige Periode im Beobachtungszeitraum, in der eine solche Entwicklung, noch dazu in diesem Ausmaß, festgestellt werden konnte. Schließlich wurde die reale Aufwertung des NATREX noch von einem dritten Faktor, wiederum zurückgehenden Rohstoffpreisen, unterstützt.

Tatsächlich wertete sich die DM seit 1991:2 real auf, anfangs v. a. aufgrund einer nominalen Aufwertung gegenüber dem US-Dollar, später auch im Rahmen der Realalignments des EWS. Diese Aufwertung ging zwar vergleichsweise zügig, aber eben nicht schnell genug vonstatten, so daß sich die ursprünglich hohe Überbewertung deutlich reduzierte. Während die DM zu Beginn der Turbulenzen im EWS 1992 noch überbewertet war, war sie zu deren Ende 1993 schon um mehr als 5 % unterbewertet. Dies mag einer der Gründe für die Eskalation der EWS-Krise gewesen sein.

Ein 1994 auftretender Realzinsanstieg in den USA leitete die neuerliche Abwertung des NATREX ein, der dann bis zum Ende des Beobachtungszeitraums nur noch eine leichte Abwertungstendenz aufwies.⁵⁷ Nichtsdestoweniger stieg der reale Außenwert der DM bis zum Ende des Jahres 1995 weiter an, was wiederum eine bis zu 11 prozentige Überbewertung hervorrief, die auch weithin als solche empfunden wurde.⁵⁸ Diese Überbewertung wurde danach durch eine deutliche reale Abwertung der DM wieder korrigiert.

Zusammenfassend läßt sich feststellen, daß die DM in der Zeit seit dem Zusammenbruch des Bretton-Woods-Systems gegenüber ihrem langfristigen Gleichgewichtswert meistens überbewertet war. Dieser Zustand wurde von nur kurzen Pha-

⁵⁶ Diesen Effekt stellt z. B. Wyplosz [1991] in den Vordergrund seiner Analyse der Auswirkungen der deutschen Einheit auf den realen Wechselkurs.

⁵⁷ Die starken Schwankungen von R^* von 1996 an beruhen v. a. auf starken Schwankungen der gemessenen totalen Faktorproduktivität am aktuellen Rand. Es ist durchaus möglich, daß sie bei einer Revision der zugrundeliegenden Daten wegfallen.

⁵⁸ So schreibt der *Sachverständigenrat* [1995], S. 131 und 133: „Von den fundamentalen makroökonomischen Daten her gesehen ... ist diese Aufwertung der DM nicht zu erklären.“

sen einer unterbewerteten DM 1975, 1980 bis 1981, um 1985 herum und 1993 bis 1994 unterbrochen. Über den ganzen Zeitraum gesehen bleibt der Eindruck, daß die aufgrund tiefgreifender Änderungen der Fundamentalfaktoren notwendigen Wechselkursanpassungen nicht oder erst zu spät eintraten, so beim zweiten Ölpreisschock 1979/80, dem Rohstoffpreisverfall 1985, der deutschen Einheit 1990, der EWS-Krise 1993 und der sich daran anschließenden Überbewertung der DM 1995.

VI. Fehlerkorrekturmodelle

Letzter Schritt der Analyse ist eine Schätzung von Fehlerkorrekturmodellen, mit der v. a. zwei Ziele verfolgt werden: Da die Vorzeichen der mittelfristigen Multiplikatoren im theoretischen Modell fast alle eindeutig vorgegeben sind, erlaubt deren Schätzung erstens eine Evaluierung des Modells. Andererseits waren die modelltheoretischen Vorgaben nur qualitativ bestimmt. Die Schätzung ermöglicht jedoch zweitens eine Quantifizierung der Auswirkungen von Schocks im Falle Deutschlands. Mit der Bestimmung einer Reihe von Multiplikatoren für jede exogene Variable von der mittleren bis zur langen Frist kann jeweils ein kompletter Anpassungspfad des realen Wechselkurses berechnet werden.

Für die Analyse wurde angenommen, daß nur ein kointegrierender Vektor existiert und daß der reale Wechselkurs die einzige endogene Variable des Systems ist. Letzteres widerspricht zwar den Ergebnissen der LR-Tests in Kapitel D. IV., nach denen auch die Variable u^D und in VAR 1 auch ρ^D schwach endogen sind. Diese Ergebnisse stehen aber wiederum im Widerspruch zum theoretischen Modell, weshalb sie hier vernachlässigt werden.⁵⁹ Unter der Prämisse nur einer endogenen Variablen kann das Vektorfehlerkorrekturmodell auf ein Fehlerkorrekturmodell in einer Gleichung reduziert werden. Es hat im vorliegenden Fall die folgende Form:

$$\begin{aligned}
 (49) \quad \Delta RCPI_t = & \alpha ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^4 b_i \Delta RCPI_{t-i} + \sum_{i=0}^4 c_i \Delta \rho_{t-i}^D + \sum_{i=0}^4 d_i \Delta u_{t-i}^D \\
 & + \sum_{i=0}^4 e_i \Delta r_{t-i}^{US} + \sum_{i=0}^4 f_i \Delta (a^D \cdot p^D)_{t-i} + \sum_{i=0}^4 g_i \Delta \tau_{t-i}^D \\
 & + \sum_{i=1}^3 h_i (\text{Dummy}_i)_t + \varepsilon_t
 \end{aligned}$$

mit ECT = Fehlerkorrekturterm.

⁵⁹ Im Rahmen einer Sensitivitätsanalyse wurden auch Vektorfehlerkorrekturmodelle geschätzt, die die Endogenität von u^D berücksichtigen. Die Schätzergebnisse für die Gleichung zur Erklärung des realen Wechselkurses entsprachen dabei weitgehend den hier für das Eingleichungsmodell ECM 2 (s. u.) präsentierten. Verzögerte Werte des Produktivitätsparameters u^D waren für die zwei Gleichungen des VECM zusammengekommen hoch signifikant. Dies liegt daran, daß u^D ein stark autoregressiver Prozeß ist.

Weil nur deterministische Elemente, der Fehlerkorrekturterm und erste Differenzen von vom Grade eins integrierten Variablen, also nur stationäre Summanden, in die Gleichung eingehen, kann (49) ohne weiteres mit der KQ-Methode geschätzt werden. Nach (49) beeinflussen vier Gruppen von Variablen die Veränderung des realen Wechselkurses: aktuelle und vergangene Änderungen in den exogenen Variablen ρ^D , u^D , r^{US} , $(a^D \cdot p^D)$ und τ^D , autoregressive Elemente, also Vergangenheitswerte der Änderung des realen Wechselkurses, das auf die lange Frist bezogene Misalignment der Vorperiode repräsentiert durch den Fehlerkorrekturterm sowie eventuell Dummy-Variablen. Weil in der Kointegrationsanalyse festgestellt wurde, daß das System am besten von Modellvariante 1 beschrieben wird, enthält Gleichung (49) kein Absolutglied, also keinen Drift-Term. Die maximale Verzögerung von jeweils vier Perioden in (49) ergibt sich letztlich daraus, daß in den VAR-Modellen eine maximale Verzögerung von fünf Perioden als sinnvoll ermittelt wurde. Damit wurde auch die für das Fehlerkorrekturmodell grundlegende Kointegrationsanalyse auf Basis von VAR-Modellen mit maximal fünf Perioden Verzögerung durchgeführt. Durch die Differenzenbildung in (49) geht schließlich eine Periode verloren.

Das erste Fehlerkorrekturmodell, ECM 1, wurde auf Basis von VAR 1 und dem daraus resultierenden kointegrierenden Vektor aus Gleichung (47) geschätzt, das zweite, ECM 2, auf Basis von VAR 2 und damit dem durch Gleichung (48) gegebenen kointegrierenden Vektor. ECT_{t-1} in (49) ist damit gegeben als $(RCPI - R_{(47)}^*)_{t-1}$ in ECM 1 und als $(RCPI - R_{(48)}^*)_{t-1}$ in ECM 2. VAR 1 entsprechend werden in ECM 1 auch Veränderungen der Zeitpräferenzrate als Schocks berücksichtigt; VAR 2 entsprechend werden diese in ECM 2 weggelassen. ECM 2 wird also unter der Restriktion $c_i = 0$ für $i = 0, \dots, 4$ geschätzt. Analog zu VAR 1 werden in ECM 1 Impuls-Dummy-Variablen mit dem Wert 1 in 1983:3, 1985:1 und 1991:1 in (49) eingesetzt.⁶⁰ Analog zu VAR 2 enthält ECM 2 keine Dummy-Variablen.

Bei der Vielzahl der Variablen in einem Modell wie (49) ist es höchstwahrscheinlich, daß etliche Koeffizienten insignifikant sind. Deshalb wurde nach der unrestringierten Schätzung eines Fehlerkorrekturmodells schrittweise jeweils die Variable eliminiert, die den zum Betrag niedrigsten t -Wert aufwies.⁶¹ Die Prozedur wurde so lange fortgeführt, bis alle verbleibenden Variablen bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % signifikant waren oder bis eine weitere Eliminierung von Variablen zu Annahmeverletzungen der Residualeigenschaften geführt hätte. Die Ergebnisse der daraus resultierenden restringierten Fehlerkorrekturmodelle, die eine stark vereinfachte Dynamik aufweisen, werden denen der anfangs geschätzten unrestringierten ECMs in Tab. 12 gegenübergestellt.

⁶⁰ Die Notwendigkeit der Verwendung dieser Dummies mag mit dem Argument angezweifelt werden, daß sie für Gleichungen zur Erklärung anderer Variablen als $RCPI$ eingeführt wurden. Deshalb wurde auch ein Fehlerkorrekturmodell auf Basis von VAR 1 ohne alle Dummies geschätzt. Die Ergebnisse weichen kaum von denen von ECM 1 ab.

⁶¹ Die Reduktion des Modells um eine erklärende Variable wurde jeweils mit F-Tests überprüft. In keinem der Fälle wurde hier die Eliminierung der in Frage stehenden Variablen abgelehnt.

Tabelle 12

Fehlerkorrekturmodell für $\Delta RCPI_t$ nach Gleichung (49) über 1976:1 bis 1998:4;
der Fehlerkorrekturterm ist bezeichnet als $ECT = RCPI - R^*$;
ECM 1 auf Basis von VAR 1 mit R^* gegeben über (47); ECM 2 auf Basis von VAR 2
mit R^* gegeben über (48); $Dp833$ ($Dp851$; $Dp911$) = Impuls-Dummy mit dem Wert 1
in 1983:3 (1985:1; 1991:1) und dem Wert 0 sonst

Variable	ECM 1				ECM 2			
	unrestringiert		restringiert		unrestringiert		restringiert	
	Koeffi- zient	t-Wert	Koeffi- zient	t-Wert	Koeffi- zient	t-Wert	Koeffi- zient	t-Wert
$\Delta RCPI_{t-1}$	0,273	1,855	-	-	0,240	1,794	0,160	1,620
$\Delta RCPI_{t-2}$	0,132	1,008	-	-	0,084	0,669	-	-
$\Delta RCPI_{t-3}$	0,239	1,872	0,212	2,411	0,184	1,571	-	-
$\Delta RCPI_{t-4}$	0,172	1,406	-	-	0,143	1,217	-	-
$\Delta \rho_t^D$	80,621	1,035	-	-	-	-	-	-
$\Delta \rho_{t-1}^D$	-143,15	-3,211	-131,98	-4,175	-	-	-	-
$\Delta \rho_{t-2}^D$	-20,897	-0,463	-	-	-	-	-	-
$\Delta \rho_{t-3}^D$	60,791	1,393	-	-	-	-	-	-
$\Delta \rho_{t-4}^D$	-16,979	-0,394	-	-	-	-	-	-
Δu_t^D	4,074	0,419	-	-	5,782	0,618	-	-
Δu_{t-1}^D	24,980	2,528	16,609	2,795	15,049	1,792	10,600	1,721
Δu_{t-2}^D	12,409	1,216	-	-	6,179	0,667	-	-
Δu_{t-3}^D	13,224	1,159	-	-	3,423	0,372	-	-
Δu_{t-4}^D	16,591	1,616	-	-	7,215	0,852	-	-
Δr_t^{US}	-0,702	-1,946	-0,646	-2,585	-0,733	-2,354	-0,806	-3,054
Δr_{t-1}^{US}	0,054	0,145	-	-	-0,089	-0,273	-	-
Δr_{t-2}^{US}	0,216	0,653	-	-	0,462	1,431	-	-
Δr_{t-3}^{US}	0,096	0,263	-	-	0,256	0,827	-	-
Δr_{t-4}^{US}	0,642	2,094	0,538	2,299	0,307	1,028	-	-
$\Delta (a^D \cdot p^D)_t$	-93,198	-0,979	-	-	-96,704	-1,080	-146,11	-1,972
$\Delta (a^D \cdot p^D)_{t-1}$	104,84	1,084	-	-	79,046	0,833	-	-
$\Delta (a^D \cdot p^D)_{t-2}$	-23,005	-0,248	-	-	-64,129	-0,692	-	-
$\Delta (a^D \cdot p^D)_{t-3}$	19,908	0,223	-	-	4,835	0,053	-	-
$\Delta (a^D \cdot p^D)_{t-4}$	104,85	1,104	-	-	73,536	0,806	-	-
$\Delta \tau_t^D$	80,984	1,333	98,554	2,109	71,137	1,263	-	-
$\Delta \tau_{t-1}^D$	-91,104	-1,060	-	-	-73,548	-1,096	-	-
$\Delta \tau_{t-2}^D$	-176,52	-2,190	-	-	-111,79	-1,685	-	-
$\Delta \tau_{t-3}^D$	-87,654	-1,136	-	-	-20,654	-0,308	-	-
$\Delta \tau_{t-4}^D$	-158,73	-2,548	-135,02	-2,870	-162,72	-2,689	-149,71	-2,854
ECT_{t-1}	-0,345	-3,023	-0,123	-3,244	-0,286	-2,862	-0,162	-3,885
$Dp833$	-1,354	-0,577	-	-	-	-	-	-
$Dp851$	-2,560	-1,043	-	-	-	-	-	-
$Dp911$	-4,380	-0,944	-	-	-	-	-	-

Das restringierte ECM 1 enthält ausschließlich signifikant von null verschiedene Koeffizienten, das restringierte ECM 2 noch drei leicht insignifikante. Hier wäre als nächstes $\Delta RCPI_{t-1}$ zu eliminieren gewesen, was aber die Autokorrelation der Residuen sprunghaft (wenn auch noch nicht unbedingt bedenklich) erhöht hätte.⁶² Das ECM 1 enthält grundsätzlich mehr signifikante Variablen als das ECM 2, ganz gleich ob man die unrestringierten oder die restringierten Modelle miteinander vergleicht. Auch wenn also die Zeitpräferenzrate im kointegrierenden Vektor insignifikant ist, scheint diese Variable doch zumindest in der mittleren Frist als Determinante des deutschen realen Wechselkurses nicht ignoriert werden zu können.

Der Fehlerkorrekturkoeffizient α wird in keinem der Fälle eliminiert. Er ist in allen vier Modellen signifikant negativ. Obwohl hier also u^D und in ECM 1 auch ρ^D im Widerspruch zu den Ergebnissen der LR-Tests als exogen modelliert wurden, wird damit die Kointegrationseigenschaft der durch (47) bzw. (48) gegebenen Vektoren bestätigt. Der reale Wechselkurs konvergiert also zu einem von diesen Vektoren gegebenen langfristigen Gleichgewichtswert. Die hier geschätzten Anpassungsgeschwindigkeiten variieren aber stark: Je nach Schätzung verringert sich ein gegebenes Misalignment durch endogene Anpassung des realen Wechselkurses pro Quartal um 12 %, 16 %, 29 % oder 34 %. Die Reduktion pro Jahr liegt damit zwischen 41 % und 82 %, die Halbwertszeit, berechnet als $t = \ln(0,5)/[\ln(1 - \alpha)]$, zwischen 1,6 und 5,3 Quartalen.

Die Vorzeichen der geschätzten Koeffizienten der als exogen angenommenen unverzögerten Variablen stimmen grundsätzlich alle mit den Vorzeichen der theoretisch berechneten mittelfristigen Multiplikatoren überein, wenn auch nur ein Teil dieser Koeffizienten signifikant ist. Damit bestätigt die Empirie erneut das theoretische Modell. Dieses Ergebnis zeigt aber auch, daß für die empirische Modellierung der mittleren Frist Quartalsdaten sinnvoll sind.⁶³

Um den Anpassungspfad des realen Wechselkurses bei einem gegebenen Schock graphisch darstellen zu können, wurden die geschätzten Fehlerkorrekturmodelle in sog. ADL-Modelle⁶⁴ umgeformt. Bezeichnet man die Koeffizienten im kointegrierenden Vektor als β_j (mit $j = 0, \dots, 5$ für die Konstante, ρ^D , u^D , r^{US} , $(a^D \cdot \rho^D)$ und r^D , wobei der Koeffizient von $RCPI$ auf 1 normiert ist), ist die ADL-Form von (49) unter Vernachlässigung eventueller Dummy-Variablen⁶⁵

⁶² Ein F-Test auf Eliminierung von $\Delta RCPI_{t-1}$ wäre zwar angenommen worden, aber nur mit einem p-Wert von ca. 10 %.

⁶³ Bei Verwendung von Halbjahresdaten hätte sich z. B. für den mittelfristigen Multiplikator für ρ^D ein „falsches“ Vorzeichen ergeben.

⁶⁴ ADL steht dabei für „autoregressive distributed lag“.

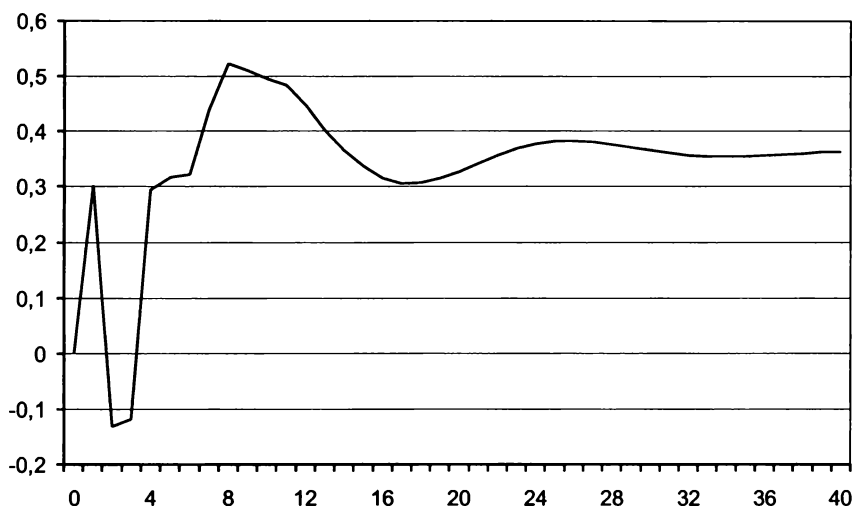
⁶⁵ Für die Darstellung der Auswirkungen eines typischen Schocks sind Dummy-Variablen natürlich unerheblich.

$$\begin{aligned}
(50) \quad RCPI_t = & -\alpha\beta_0 + (1 + \alpha + b_1)RCPI_{t-1} \\
& + \sum_{i=2}^4 (b_i - b_{i-1})RCPI_{t-i} - b_4RCPI_{t-5} \\
& + c_0\rho_t^D + (-\alpha\beta_1 - c_0 + c_1)\rho_{t-1}^D + \sum_{i=2}^4 (c_i - c_{i-1})\rho_{t-i}^D - c_4\rho_{t-5}^D \\
& + d_0u_t^D + (-\alpha\beta_2 - d_0 + d_1)u_{t-1}^D + \sum_{i=2}^4 (d_i - d_{i-1})u_{t-i}^D - d_4u_{t-5}^D \\
& + e_0r_t^{US} + (-\alpha\beta_3 - e_0 + e_1)r_{t-1}^{US} + \sum_{i=2}^4 (e_i - e_{i-1})r_{t-i}^{US} - e_4r_{t-5}^{US} \\
& + f_0(a^D \cdot p^D)_t + (-\alpha\beta_4 - f_0 + f_1)(a^D \cdot p^D)_{t-1} \\
& + \sum_{i=2}^4 (f_i - f_{i-1})(a^D \cdot p^D)_{t-i} - f_4(a^D \cdot p^D)_{t-5} + g_0\tau_t^D \\
& + (-\alpha\beta_5 - g_0 + g_1)\tau_{t-1}^D + \sum_{i=2}^4 (g_i - g_{i-1})\tau_{t-i}^D - g_4\tau_{t-5}^D + \varepsilon_t.
\end{aligned}$$

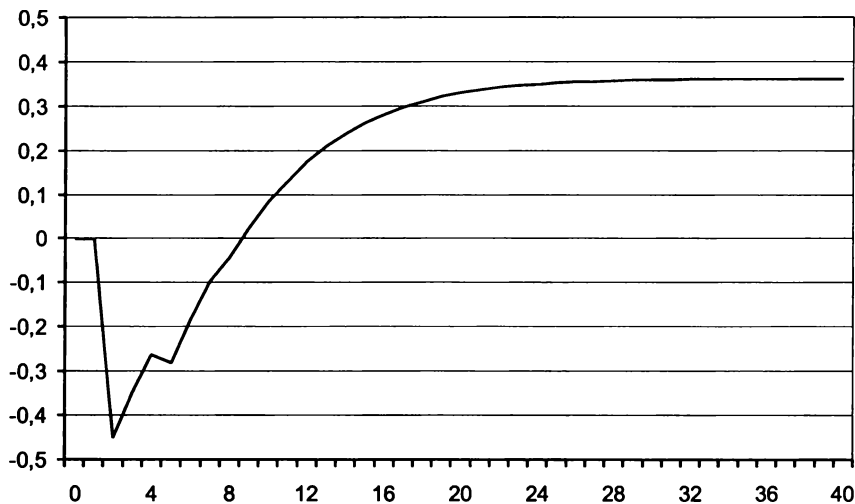
Mit (50) können die Auswirkungen gegebener Schocks auf den realen Wechselkurs simuliert werden. Die Reihen der durch die Schocks hervorgerufenen sich kumulierenden Effekte auf $RCPI$ sind in den folgenden Graphiken als Anpassungspfade dargestellt. Da sich die Anpassungspfade von ECM 1 und ECM 2 sehr ähneln, werden jeweils nur diejenigen von ECM 1 wiedergegeben. Um die Reaktion des realen Wechselkurses möglichst realitätsnah zu skalieren, wurde als typischer Schock der Durchschnittswert der betragsmäßigen Veränderungen der jeweils betrachteten Variablen gewählt.

Die Reaktion von $RCPI$ auf einen Anstieg der Zeitpräferenzrate⁶⁶ ist dem unrestringierten Modell zufolge durch ein Überschießen gekennzeichnet: Auf die anfängliche reale Aufwertung folgt eine reale Abwertung noch unter den ursprünglichen Gleichgewichtswert von $RCPI$. Die darauffolgende reale Aufwertung wiederum führt zu einer Überbewertung gegenüber dem neuen Gleichgewichtswert. Verglichen mit den theoretisch denkbaren Zeitpfaden der Anpassung in Abb. 15 kann dieser Verlauf als Kombination der Fälle 15 (d) und 15 (f) mit etwas reicherer Dynamik aufgefaßt werden. Mit diesem Zeitpfad können Trajektorien wie AE aus Abb. 14 für Kapital und Nettoauslandsschuld für Deutschland ausgeschlossen werden. Es kommen also nur noch die Trajektorien BE und CE in Frage, wobei letztere wahrscheinlicher erscheint. Denn bei CE erhöht der Anstieg der Zeitpräferenzrate die Nettoauslandsschuld vergleichsweise kräftig, während das durch die mittelfristige reale Aufwertung induzierte Kapitalstockwachstum gering und nur eine vorübergehende Erscheinung bleibt. Legt man das restringierte Modell zugrunde, reagiert der reale Wechselkurs auf den Anstieg von ρ^D zunächst mit einer

⁶⁶ Bei der Berechnung des typischen Schocks durch die Zeitpräferenzrate wurde der durch die Datenumstellung bedingte drastische Anstieg von ρ^D in 1991:1 nicht berücksichtigt.

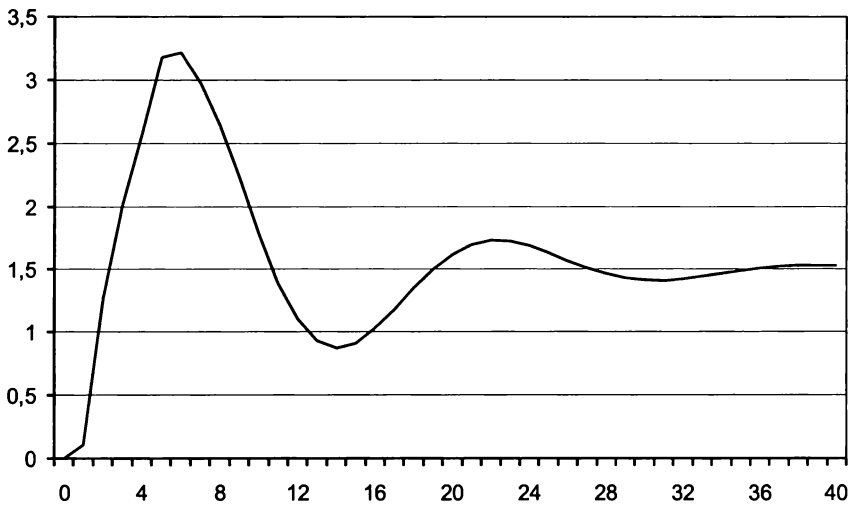


(a) Reaktion von $RCPI$ auf einen ρ^D -Schock; unrestringiertes ECM

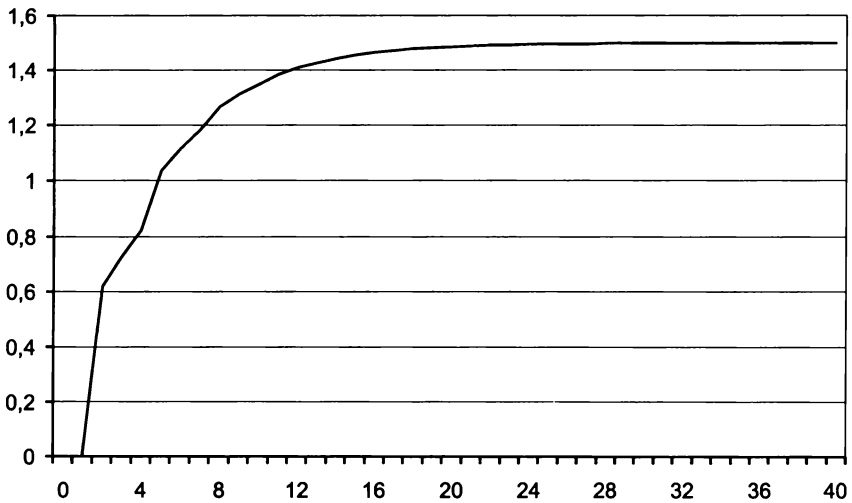


(b) Reaktion von $RCPI$ auf einen ρ^D -Schock; restringiertes ECM

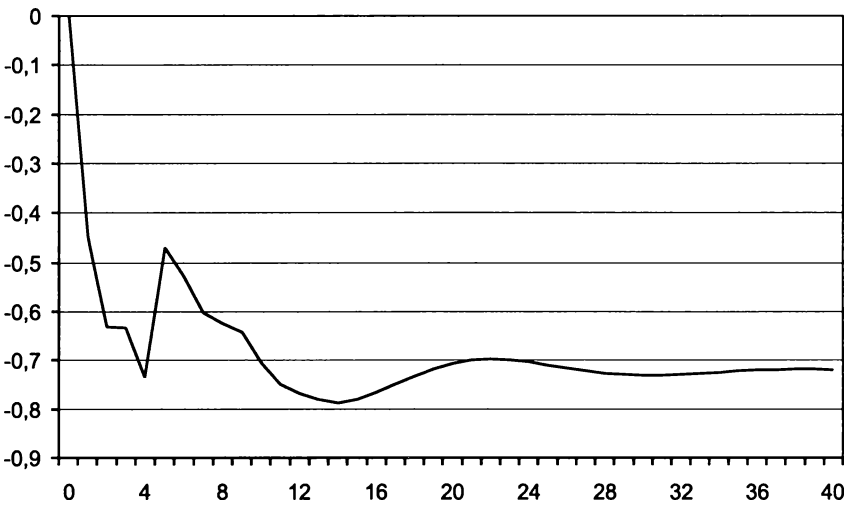
Abb. 35: Anpassungspfade des realen Wechselkurses, $RCPI$, gemäß ECM 1 für gegebene Schocks



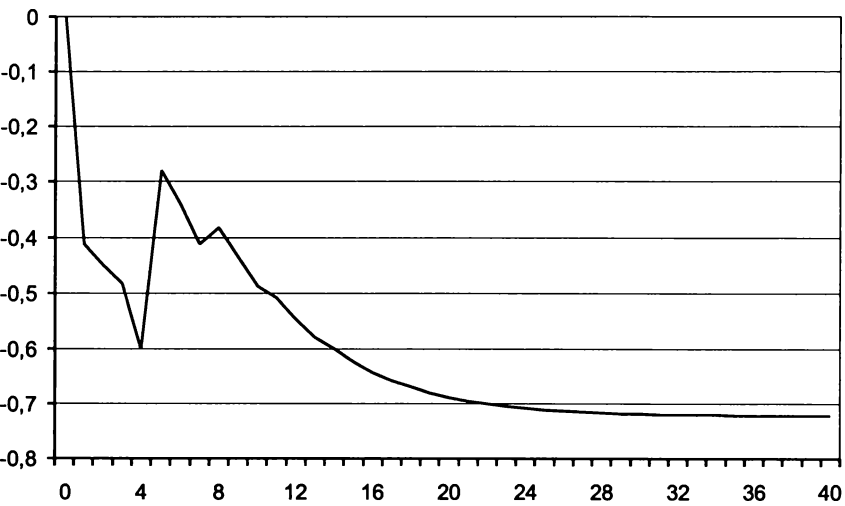
(c) Reaktion von *RCPI* auf einen u^D -Schock; unrestringiertes ECM



(d) Reaktion von *RCPI* auf einen u^D -Schock; restringiertes ECM

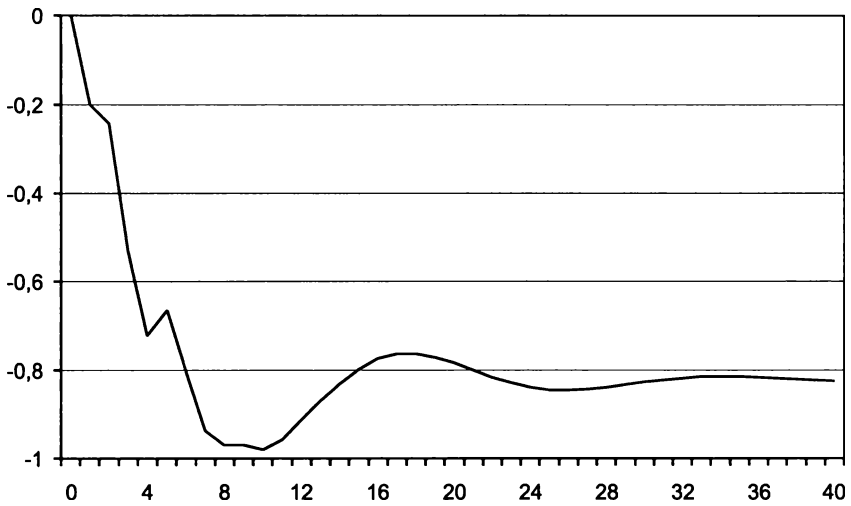


(e) Reaktion von *RCPI* auf einen r^{US} -Schock; unrestringiertes ECM

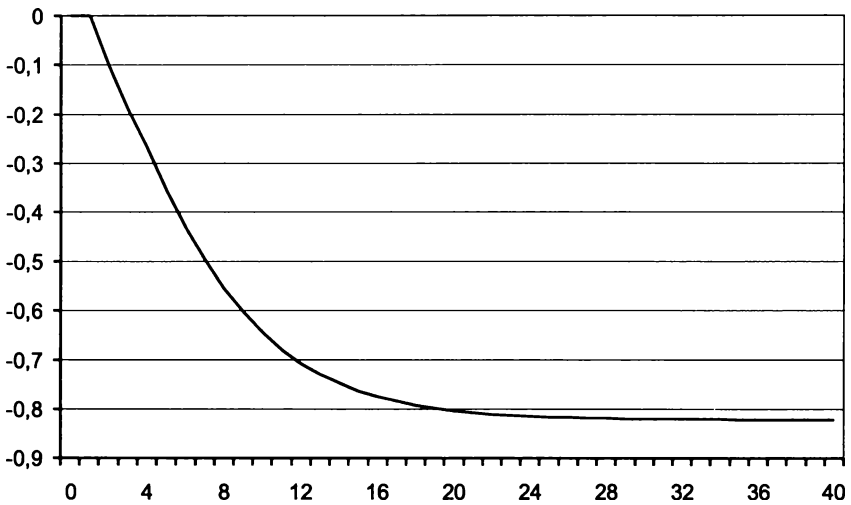


(f) Reaktion von *RCPI* auf einen r^{US} -Schock; restringiertes ECM

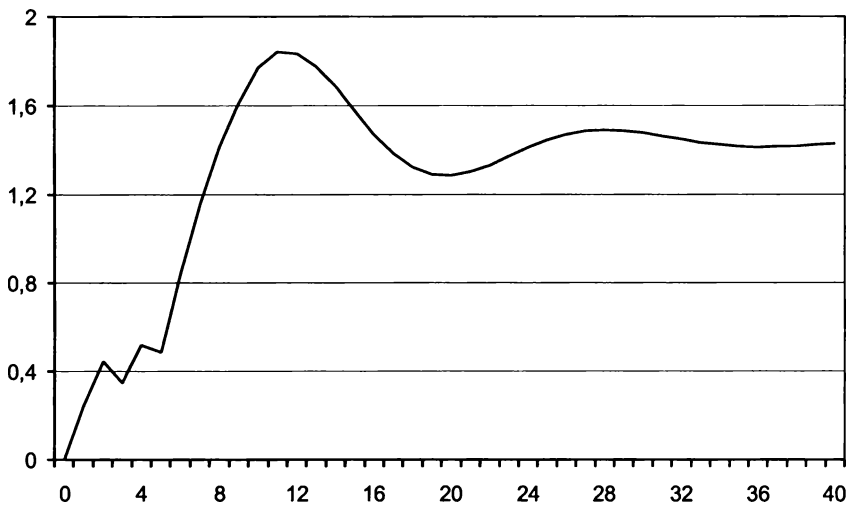
Fortsetzung Abbildung 35



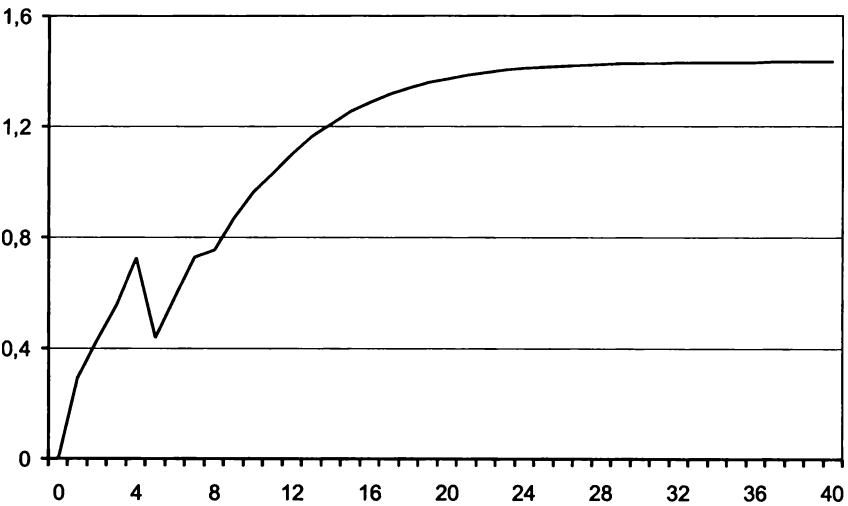
(g) Reaktion von $RCPI$ auf einen $(a^D \cdot p^D)$ -Schock; unrestringiertes ECM



(h) Reaktion von $RCPI$ auf einen $(a^D \cdot p^D)$ -Schock; restringiertes ECM



(i) Reaktion von *RCPI* auf einen τ^D -Schock; unrestringiertes ECM



(j) Reaktion von *RCPI* auf einen τ^D -Schock; restringiertes ECM

Fortsetzung Abbildung 35

Abwertung, was dem theoretischen Modell widersprechen würde. Dies liegt daran, daß im Laufe der Reduktion des Modells die unverzögerte Variable Δp_t^D , deren Koeffizient das „richtige“, positive Vorzeichen aufwies, wegen Insignifikanz eliminiert wurde.⁶⁷

Wie bei einem ρ^D -Schock überschießt der reale Wechselkurs dem unrestringierten Modell zufolge auch bei allen anderen Schocks. Die Anpassungspfade nach Schocks der Variablen u^D , $(a^D \cdot p^D)$ und τ^D entsprechen dabei weitgehend Abb. 15 (e).⁶⁸ Bei diesen drei Schocks kann damit zwischen den Trajektorien AE und BE in den Abb. 17 bzw. 20 nicht diskriminiert werden. Weil aber bei einem Produktivitätswachstum wegen der daraus resultierenden unmittelbaren realen Aufwertung (vgl. den Koeffizienten von Δu_t^D in Tab. 12) nur der in Kapitel C. VI. 2. beschriebene Fall 1 in Frage kommt, nach dem der Effekt einer u^D -Variation auf die Investitionen mittelfristig größer ist als auf die Produktion, können die Trajektorien CE, DE und FE in Abb. 17 ausgeschlossen werden; auch BE ist in diesem Fall eher unwahrscheinlich. Die Auswirkungen eines Realzinsschocks schließlich entsprechen sowohl beim restringierten als auch beim unrestringierten Modell am ehesten Abb. 24 (f). Ein solcher Anpassungspfad schließt Trajektorien wie CE in Abb. 23, bei denen sowohl der Kapitalstock als auch die Nettoauslandsverschuldung immer abnehmen, aus; alle anderen Trajektorien aus Abb. 23 bleiben jedoch möglich.

⁶⁷ Dies bleibt allerdings der einzige derartige Fall einer unerwünschten Vorzeichenumkehr durch Eliminierung von Variablen.

⁶⁸ Dabei sei daran erinnert, daß in der theoretischen Analyse eine Verringerung des Rohstoffinputkoeffizienten a bzw. ein Rohstoffpreisverfall betrachtet wurde, so daß für einen Vergleich der hier dargestellte Anpassungspfad bei einem (ap) -Schock an der Zeitachse zu spiegeln ist.

E. Resümee

Ziel der vorliegenden Arbeit war es, mittel- bis langfristige Determinanten des realen Wechselkurses für ein Land wie Deutschland zu identifizieren und Art und Umfang ihres Einflusses sowohl theoretisch als auch empirisch zu bestimmen. Als Modellrahmen zur Untersuchung dieser Fragestellung wurde das Konzept des NATREX, des natürlichen realen Wechselkurses, gewählt. Zentrale Gleichung für die mittlere Frist ist in diesem Modellrahmen die Gütermarktgleichgewichtsbedingung einer offenen Volkswirtschaft. Dieses Gleichgewicht wird bei Störungen durch Anpassung des realen Wechselkurses und damit v. a. der Leistungsbilanz aufrechterhalten. Damit ist die Menge potentieller Bestimmungsfaktoren des realen Wechselkurses bereits eingegrenzt: Genau diejenigen Parameter, die die Elemente der Gütermarktgleichgewichtsbedingung einer offenen Volkswirtschaft, also die Investitionen, die Ersparnis und den Leistungsbilanzsaldo, beeinflussen, sind auch die Determinanten des realen Wechselkurses. Mit Hilfe unter sehr allgemeinen Annahmen hergeleiteter Verhaltensfunktionen für die erwähnten Variablen kann diese Aussage in NATREX-Modellen konkretisiert werden: Die gesuchten Fundamentalfaktoren umfassen einen Produktivitätsparameter für die inländische Produktion, die Zeitpräferenzrate des Inlands, das Konsumniveau des Auslands und die Präferenzen von In- und Ausländern im Hinblick auf Inlands- und Importprodukte.

Im Rahmen des NATREX-Konzepts wurde nun ein Modell entwickelt, das spezifische Charakteristika Deutschlands berücksichtigt. So wird eine am Weltkapitalmarkt kleine Volkswirtschaft betrachtet. Für ein solches Land bildet der von diesem Markt vorgegebene Realzins einen weiteren Fundamentalfaktor. Zweitens wird das Inland infolge starker Spezialisierung als groß auf seinen Exportgütermärkten angenommen. Drittens wurde berücksichtigt, daß die deutsche Produktion von importierten Rohstoffen abhängt. Damit ist nicht nur die Produktionsfunktion um einen neben Arbeit und Kapital dritten Produktionsfaktor zu erweitern, sondern auch die Handelsbilanz und die Investitionsfunktion zu modifizieren. Die Menge der Determinanten des realen Wechselkurses ist um den Relativpreis der importierten Rohstoffe und einen Inputkoeffizienten für Rohstoffe in der Produktion zu ergänzen. Auf den Importmärkten wird das Inland zur Vereinfachung als klein modelliert. Das resultierende Modell ist zwar für Deutschland konzipiert, ist aber selbstverständlich auf alle Länder mit diesen Charakteristika anwendbar.

Nachdem so die erste Frage nach den fundamentalen Determinanten des realen Wechselkurses beantwortet wurde, konnte die zweite Frage nach Art und Umfang ihrer Wirkungen angegangen werden. Multiplikatoren, die die mittelfristige Reaktion des realen Wechselkurses auf Variationen der Fundamentalfaktoren angeben,

lassen sich durch Bildung des totalen Differentials der Gütermarktgleichgewichtsbedingung berechnen. Damit sind jedoch noch nicht alle relevanten Interdependenzen zwischen dem realen Wechselkurs und seinen Determinanten erfaßt. Denn NATREX-Modelle tragen der Tatsache Rechnung, daß die mittelfristige Änderung von Ersparnis und Investitionstätigkeit langfristig Bestandsanpassungen von Kapital und Nettoauslandsverschuldung induzieren wird, die wiederum Rückwirkungen auf den realen Wechselkurs haben. Es wird deshalb für jeden Fundamentalfaktor auch ein langfristiger Multiplikator berechnet, der neben den mittelfristigen auch die durch endogene Bestandsanpassungen hervorgerufenen langfristigen Auswirkungen auf den realen Wechselkurs enthält. Das Vorzeichen dieser langfristigen (nicht jedoch der mittelfristigen) Multiplikatoren stellt sich grundsätzlich als unbestimmt heraus. Dies liegt i. d. R. daran, daß Störungen der Fundamentalfaktoren den Kapitalstock und die Nettoauslandsverschuldung letztlich fast ausnahmslos in entgegengesetzter Richtung beeinflussen, aber ein Anstieg sowohl des Kapitalstocks als auch der Nettoauslandsverschuldung eine reale Abwertung der Inlandswährung hervorruft.

Wie der reale Wechselkurs also langfristig tatsächlich reagiert, muß empirisch bestimmt werden. Eine ökonometrische Analyse erlaubt darüber hinaus die Überprüfung der Relevanz des theoretischen Modells sowie die Quantifizierung der Ergebnisse. Gegenstand der empirischen Untersuchung war der reale Außenwert der DM vom Zusammenbruch des Bretton-Woods-Systems 1973 bis zur Einführung des Euro 1999. Da sich die Zeitreihen des realen Wechselkurses und seiner Determinanten als integriert vom Grade eins herausstellten, bietet sich für die weitere Analyse ein Kointegrationsansatz an. Die empirische Analyse bestätigte das theoretische Modell in mehrerer Hinsicht: So wurde erstens mit der Mehrzahl der Kriterien mindestens ein kointegrierender Vektor gefunden. Damit existiert ein langfristiges Gleichgewicht zwischen dem realen Wechselkurs und seinen hier identifizierten Determinanten. Zweitens sind nicht nur der reale Wechselkurs, sondern auch die meisten seiner Determinanten signifikante Bestandteile dieses langfristigen Gleichgewichts. Drittens ergeben Tests, daß der reale Wechselkurs nicht schwach exogen gegenüber dem System ist, während für etliche der Fundamentalfaktoren schwache Exogenität bestätigt wird. Viertens schließlich entsprechen die Vorzeichen der geschätzten mittelfristigen Multiplikatoren alle den theoretischen Vorgaben.

Die inländische Zeitpräferenzrate ist als einzige im kointegrierenden Vektor nicht signifikant von null verschieden, d. h. es besteht langfristig keine signifikante Beziehung zwischen ihr und den übrigen Variablen, also auch nicht mit dem realen Wechselkurs. Dies ist insofern überraschend, als sie nicht nur in den NATREX-Modellen der Literatur zusammen mit dem Produktivitätsparameter als Fundamentalfaktor im Vordergrund steht, sondern dort i. d. R. auch einen (auch langfristig) signifikanten Einfluß auf den realen Wechselkurs hat. Die Insignifikanz dieses Parameters wird im folgenden aber insofern wieder in Frage gestellt, als ein System ohne Zeitpräferenzrate einem Teil der Kriterien zufolge keinen kointegrierenden

Vektor mehr aufweist und auch als Fehlerkorrekturmodell eine geringere Erklärungskraft besitzt. Im Widerspruch zum theoretischen Modell steht schließlich das Testergebnis, daß der Produktivitätsparameter und die inländische Zeitpräferenzrate nicht schwach exogen zum System sind.

In einem Vergleich zwischen dem langfristig gleichgewichtigen und dem tatsächlichen realen Wechselkurs Deutschlands zeigt sich, daß die DM die meiste Zeit über real überbewertet war. Dies war insbesondere in der Zeit der deutsch-deutschen Vereinigung wegen des damals entstehenden extremen Importsogs der Fall. Die reale Überbewertung der DM wurde von kürzeren Phasen einer realen Unterbewertung unterbrochen, so z. B. nach dem zweiten Ölpreisschock 1980 und während der Zuspitzung der EWS-Krise 1993.

Bleiben nun im Rückblick offenkundige Schwächen des Ansatzes erkennbar? Zunächst sei betont, daß es meines Erachtens keine Schwäche des theoretischen Modells darstellt, daß man kein eindeutiges Vorzeichen für die langfristigen Multiplikatoren erhält. Ein solches Ergebnis mag zwar unbefriedigend wirken, ist aber lediglich Ausdruck einer komplexen Realität, in der der Gesamteffekt von der relativen Stärke divergierender Teileffekte abhängt. Ein wohl ungleich größeres Problem ergibt sich aus dem durchaus gerechtfertigten Bemühen der Theorie, wirklich fundamentale Bestimmungsfaktoren des realen Wechselkurses zu identifizieren, d. h. solche, die für eine Volkswirtschaft konstitutiv und so exogen wie möglich sind. Viele dieser Fundamentalfaktoren haben dann bei dem Versuch der empirischen Umsetzung aber den Nachteil, daß sie mit dem vorhandenen Datenmaterial kaum mehr rekonstruierbar sind. So konnten für einige dieser Faktoren keine Proxyvariablen gefunden werden, die in der Kointegrationsanalyse verwendbar gewesen wären. Für einige andere Faktoren wurden Proxyvariablen konstruiert, über deren Angemessenheit sicher diskutiert werden kann. Dem ist allerdings entgegenzuhalten, daß auch diese Datenbasis ausreicht, um – wie oben beschrieben – die theoretischen Modellaussagen ökonometrisch weitgehend bestätigen zu können.

Schließlich stellt sich die Frage nach der wirtschaftspolitischen Relevanz der Ergebnisse. Die mit der Europäischen Währungsunion zum 01. 01. 1999 verbundene Einführung des Euro einerseits und Abgabe geldpolitischer Kompetenzen an die Europäische Zentralbank andererseits schränkt diese Relevanz jedenfalls prinzipiell nicht ein, denn NATREX-Modelle betrachten ausschließlich reale Variablen. Auch wenn Deutschland keine eigene Währung mehr besitzt, existiert ein realer Außenwert der hier konsumierten oder produzierten Güter natürlich weiter. Es ist allerdings durchaus möglich, daß die tatsächlichen Werte der Multiplikatoren von einer Währungsunion beeinflusst werden. Insbesondere ist zu vermuten, daß sich die Anpassungsgeschwindigkeit des realen Wechselkurses im Falle von Ungleichgewichten verringern wird, weil bilaterale reale Wechselkurse gegenüber den anderen Ländern der EWU nur noch über die Güterpreise verändert werden können.¹

¹ Dies ist aber insofern zu relativieren, als ja auch vorher im EWS die Leitkurse immer wieder jahrelang nicht angepaßt wurden.

Die Untersuchungsergebnisse mögen für die Wirtschaftspolitik insofern verwertbar sein, als sie es erleichtern, die Auswirkungen wirtschaftspolitischen Handelns auf den realen Wechselkurs besser abzuschätzen. Es zeigt sich jedoch, daß die Möglichkeiten einer wirtschaftspolitischen Einflußnahme auf den gleichgewichtigen realen Wechselkurs gering sind. Denn gerade die Zeitpräferenzrate, die vom Staat – so lange keine Ricardianische Äquivalenz vorliegt – mittels Variation seiner Ausgaben vergleichsweise leicht manipuliert werden könnte, hat einen nur insignifikanten Einfluß auf den Gleichgewichtswert des realen Wechselkurses. Signifikante Fundamentalfaktoren hingegen sind entweder vom Ausland gegeben (z. B. der Realzins am Weltkapitalmarkt) oder können, wie z. B. die totale Faktorproduktivität, vom Staat allenfalls mittelbar variiert werden. Andererseits besteht für eine zielgerichtete staatliche Einflußnahme auf den gleichgewichtigen realen Wechselkurs auch keinerlei Anlaß, gerade weil er ja gleichgewichtig ist. Hingegen mögen die aus einer Über- oder Unterbewertung eventuell resultierenden Probleme für den Staat durchaus Grund genug sein, in Ungleichgewichtssituationen zu versuchen, den tatsächlichen realen Wechselkurs an seinen Gleichgewichtswert anzupassen. Wie ein derartiger wirtschaftspolitischer Eingriff durchgeführt werden kann oder sollte, ist mit Hilfe von NATREX-Modellen nicht zu klären, weil sie über Gründe eines Misalignments keine Aussagen treffen. Das vorliegende Modell ermöglicht aber die Identifikation eines Misalignments und kann auf diese Weise einen Beitrag zur Diagnose leisten.

Anhang I

Herleitung der Investitionsfunktion bei Installationskosten unter Berücksichtigung eines importierten Rohstoffs¹

Angenommen sei vollständige Information der Wirtschaftssubjekte und eine dezentrale Wettbewerbs-Ökonomie. Die linear homogene Produktionsfunktion des repräsentativen Unternehmens $G(K_t, L_t)$ entspricht grundsätzlich der im einleitenden Kapitel über die Investitionsfunktion; zusätzlich sei für die Produktion aber ein importierter Rohstoff notwendig, der wie in Kapitel C. II. beschrieben in die Produktionsfunktion eingegliedert wird. Das Bruttoinlandsprodukt wird damit bestimmt über $G(K_t, L_t)(1 - ap/R_t)$. Von deterministischem technischen Fortschritt, Bevölkerungswachstum und Verschleiß des Kapitalstocks werde vereinfachend abgesehen. Bei jeder Einheit Investition treten Installationskosten in Höhe von $\phi(I_t/K_t)$ auf mit $\phi(0) = 0$, $\phi'(I_t/K_t) > 0$, $\phi''(I_t/K_t) \geq 0$ und $2\phi'(I_t/K_t) + (I_t/K_t)\phi''(I_t/K_t) > 0$. Die realen Kosten einer Investition belaufen sich also auf $I_t[1 + \phi(I_t/K_t)]$.

Das Ziel des repräsentativen Unternehmens ist es nun, den Barwert seiner heutigen und zukünftigen Gewinne (abzüglich der Investitionsausgaben), V_0 , zu maximieren. Da die Investitionsgüter, die den Konsumgütern entsprechen, gekauft und nicht gemietet werden, ist der Gewinn in Periode t

$$G(K_t, L_t) \left(1 - \frac{ap}{R_t} \right) - w_t L_t - I_t \left[1 + \phi \left(\frac{I_t}{K_t} \right) \right].$$

Zur Abzinsung werden die durchschnittlichen Opportunitätskosten, d. i. der durchschnittliche Realzinssatz, r , benutzt. Das Unternehmen maximiert also

$$V_0 = \int_0^{\infty} e^{-rt} \left\{ G(K_t, L_t) \left(1 - \frac{ap}{R_t} \right) - w_t L_t - I_t \left[1 + \phi \left(\frac{I_t}{K_t} \right) \right] \right\} dt$$

unter den Nebenbedingungen $\dot{K}_t = I_t$ und eines in $t = 0$ gegebenen Kapitalstocks K_0 . Die „current value“-Hamiltonfunktion dieses Problems ist

$$H_c = \left(1 - \frac{ap}{R_t} \right) G(K_t, L_t) - w_t L_t - I_t \left[1 + \phi \left(\frac{I_t}{K_t} \right) \right] + q_t I_t$$

mit q_t = Schattenpreis einer marginalen Einheit Kapital in t .

¹ Zu Einzelheiten des Installationskostenansatzes vgl. z. B. Barro/Sala-i-Martin [1995], S. 119–127. In diesem Anhang werden im Unterschied zum größten Teil der übrigen Arbeit endogene Variablen mit Zeitindizes versehen.

Diese Funktion H_c maximiert das Unternehmen über die Wahl seiner Investitionen und des Arbeitseinsatzes:

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial H_c}{\partial L_t} &= \left(1 - \frac{ap}{R_t}\right) \frac{\partial G(K_t, L_t)}{\partial L_t} - w_t = 0 \\
 \left(1 - \frac{ap}{R_t}\right) \frac{\partial G(K_t, L_t)}{\partial L_t} &= w_t \\
 \left(1 - \frac{ap}{R_t}\right) [g(k_t) - k_t g'(k_t)] &= w_t \\
 \frac{\partial H_c}{\partial I_t} &= -\left[1 + \phi\left(\frac{I_t}{K_t}\right)\right] - \frac{I_t}{K_t} \phi'\left(\frac{I_t}{K_t}\right) + q_t = 0 \\
 q_t &= 1 + \phi\left(\frac{I_t}{K_t}\right) + \frac{I_t}{K_t} \phi'\left(\frac{I_t}{K_t}\right) \\
 (A1.1) \quad q_t &= 1 + \phi\left(\frac{i_t}{k_t}\right) + \frac{i_t}{k_t} \phi'\left(\frac{i_t}{k_t}\right)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \dot{K}_t &= \frac{\partial H_c}{\partial q_t} = I_t \\
 \dot{q}_t &= -\frac{\partial H_c}{\partial K_t} + r q_t \\
 \dot{q}_t &= -\left(1 - \frac{ap}{R_t}\right) \frac{\partial G(K_t, L_t)}{\partial K_t} - \left(\frac{I_t}{K_t}\right)^2 \phi'\left(\frac{I_t}{K_t}\right) + r q_t \\
 (A1.2) \quad \dot{q}_t &= -\left(1 - \frac{ap}{R_t}\right) g'(k_t) - \left(\frac{i_t}{k_t}\right)^2 \phi'\left(\frac{i_t}{k_t}\right) + r q_t .
 \end{aligned}$$

Die Transversalitätsbedingung unter Berücksichtigung von $K_\infty \geq 0$ ist

$$\lim_{t \rightarrow \infty} K_t q_t e^{-rt} = 0 \quad \Leftrightarrow \quad \lim_{t \rightarrow \infty} k_t q_t e^{-rt} = 0 .$$

Die Lösung der Differentialgleichung 1. Ordnung (A1.2) über q_t ist

$$q_t = e^{rt} \left\{ \int_0^t - \left[\left(1 - \frac{ap}{R_s}\right) g'(k_s) + \left(\frac{i_s}{k_s}\right)^2 \phi'\left(\frac{i_s}{k_s}\right) \right] e^{-rs} ds + q_0 \right\} .$$

Für jeden Zeitpunkt $T \geq t$ gilt

$$q_T = e^{rT} \left\{ \int_t^T - \left[\left(1 - \frac{ap}{R_s}\right) g'(k_s) + \left(\frac{i_s}{k_s}\right)^2 \phi'\left(\frac{i_s}{k_s}\right) \right] e^{-r(s-t)} ds + q_t \right\} .$$

Setzt man den Grenzwert dieses Ausdrucks für $T \rightarrow \infty$ in die Transversalitätsbedingung ein, ergibt sich

$$\lim_{T \rightarrow \infty} e^{rT} \left\{ \int_t^T - \left[\left(1 - \frac{ap}{R_s} \right) g'(k_s) + \left(\frac{i_s}{k_s} \right)^2 \phi' \left(\frac{i_s}{k_s} \right) \right] e^{-r(s-t)} ds + q_t \right\} e^{-rT} k_T = 0$$

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \left\{ \int_t^T - \left[\left(1 - \frac{ap}{R_s} \right) g'(k_s) + \left(\frac{i_s}{k_s} \right)^2 \phi' \left(\frac{i_s}{k_s} \right) \right] e^{-r(s-t)} ds + q_t \right\} k_T = 0 .$$

Eine Lösung dieser Gleichung liegt vor, wenn der Ausdruck in der geschweiften Klammer gleich Null wird:²

$$\int_t^\infty - \left[\left(1 - \frac{ap}{R_s} \right) g'(k_s) + \left(\frac{i_s}{k_s} \right)^2 \phi' \left(\frac{i_s}{k_s} \right) \right] e^{-r(s-t)} ds + q_t = 0$$

$$(A1.3) \quad q_t = \int_t^\infty \left[\left(1 - \frac{ap}{R_s} \right) g'(k_s) + \left(\frac{i_s}{k_s} \right)^2 \phi' \left(\frac{i_s}{k_s} \right) \right] e^{-r(s-t)} ds .$$

Aus diesem Ausdruck erhält man Gleichung (7) aus Kapitel B. I., wenn man – wie dort geschehen – vorübergehend unterstellt, daß kein Rohstoff im Produktionsprozeß eingesetzt wird ($a = 0$), wenn man $f'(k_s) = g'(k_s) + (i_s/k_s)^2 \phi'(i_s/k_s)$ definiert und wenn man Unsicherheit über $f'(k_s)$ annimmt. Die Grenzproduktivität des Kapitals $f'(k_s)$ hängt hier nicht nur von dem Einfluß der Kapitalintensität auf die Pro-Kopf-Produktionsfunktion ab (also von dem Term $g'(k_s)$), sondern auch von ihrem Einfluß auf die Installationskosten: Mit steigender Kapitalintensität sinken die Installationskosten einer weiteren Investitionseinheit, was die Grenzproduktivität des Kapitals $f'(k_s)$ erhöht. Dieser Effekt hängt aber von der gewählten Spezifikation der Installationskostenfunktion ϕ ab. Unterstellt man statt dessen die Installationskostenfunktion $\tilde{\phi}(I_t)$,³ fällt der erwähnte Effekt weg, und es gilt $f'(k_s) = g'(k_s)$.

Wegen der Annahme $2\phi'(i_t/k_t) + (i_t/k_t)\phi''(i_t/k_t) > 0$ ist q_t nach Gleichung (A1.1) monoton in (i_t/k_t) . Als Investitionsfunktion erhält man die Umkehrfunktion

$$\frac{i_t}{k_t} = \psi(q_t)$$

und somit

$$(A1.4) \quad i_t = \psi(q_t) k_t \quad \text{mit} \quad \psi'(q_t) > 0 .$$

Für die hier getroffenen Annahmen (kein Verschleiß, kein Bevölkerungswachstum und kein deterministischer technischer Fortschritt) ist

$$\psi(1) = 0 ,$$

² Dies ist die einzige Lösung, wenn $k_\infty \neq 0$, was immer dann gilt, wenn k_T gegen einen endlichen steady-state-Wert $k^* \neq 0$ konvergiert.

³ Vgl. z. B. *Romer* [1996], S. 349.

denn für $q_t = 1$ gilt nach (A1.1) $0 = \phi(i_t/k_t) + (i_t/k_t)\phi'(i_t/k_t)$. Wegen $\phi(0) = 0$ und $i_t = \dot{k}_t$ ist $i_t = 0$ eine Lösung dieser Gleichung. Dies ist auch die einzige Lösung, da q_t nach (A1.1) monoton mit (i_t/k_t) steigt.

Aus (A1.4) i. V. m. (A1.3) erhält man nun die Determinanten des Investitionsverhaltens wie sie auch im vorliegenden Modell angenommen werden (allerdings unter Berücksichtigung unvollständiger Information).⁴ Bei der in NATREX-Modellen unterstellten Annahme $E_t[f'(k_s)] = f'(k_t)$ für $s \geq t$ ergeben sich auch die in den Kapiteln B. I. und C. II. beschriebenen Vorzeichen der partiellen Ableitungen der Investitionsfunktion (vgl. die Gleichungen (9) und (30)). Eine Ausnahme davon bildet die partielle Ableitung $\partial i_t / \partial k_t$, die hier nicht zwangsläufig negativ ist, weil mit steigendem Kapitalstock die Installationskosten weiterer Investitionen abnehmen. Die getroffene Annahme $\partial i_t / \partial k_t < 0$ dürfte jedoch vergleichsweise unumstritten sein. Ganz davon abgesehen erhält man eindeutig $\partial i_t / \partial k_t < 0$, wenn man eine Installationskostenfunktion wie $\tilde{\phi}(I_t)$ unterstellt.

In der vorliegenden Arbeit werden Installationskosten nicht explizit berücksichtigt. Bei Verwendung eines Rohstoffs in der Produktion ist die Nettogrenzproduktivität des Kapitals $(1 - ap/R_t)f'(k_t)$. Will man nun Installationskosten der Form $\phi(I_t/K_t)$ in das Modell integrieren, ist die Nettogrenzproduktivität des Kapitals gemäß (A1.3) additiv um den Term $(i_t/k_t)^2 \phi'(i_t/k_t)$ zu erweitern. An den Vorzeichen der partiellen Ableitungen der Investitionsfunktion ändert sich dadurch mit Ausnahme des jetzt unbestimmten Vorzeichens von $\partial i_t / \partial k_t$ nichts.

⁴ Vgl. dazu Kapitel C. II.; zur Übertragung auf den Fall unvollständiger Information vgl. Kapitel B. I.

Anhang II

Das NATREX-Modell für Deutschland

1. Das Verhältnis verschiedener Aggregate zueinander

$$\begin{aligned}BIP &= Y \\&= Q - a \frac{P}{R} Q \\&= A + B \\&= (C + I) + \left[X - \left(M + a \frac{P}{R} Q \right) \right].\end{aligned}\quad \text{(bei Gütermarktgleichgewicht)}$$

$$\begin{aligned}BSP &= Y - rF \\&= Q - a \frac{P}{R} Q - rF \\&= A + CA \\&= (C + I) + \left[X - \left(M + a \frac{P}{R} Q \right) - rF \right].\end{aligned}\quad \text{(bei Gütermarktgleichgewicht)}$$

$$\begin{aligned}Q &= Y + a \frac{P}{R} Q \\&= BSP + a \frac{P}{R} Q + rF \\&= C + I + X - M \\&= C + I + CA + a \frac{P}{R} Q + rF.\end{aligned}\quad \text{(bei Gütermarktgleichgewicht)}$$

$$\begin{aligned}S &= BSP - C \\&= (Y - rF) - C \\&= \left[\left(Q - a \frac{P}{R} Q \right) - rF \right] - C.\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}CA &= X - M - a \frac{P}{R} Q - rF \\&= B - rF.\end{aligned}$$

2. Die vier grundlegenden Modellgleichungen

$$\begin{aligned}
 (31) \quad S - I &= CA \\
 S(K, F, r; a \frac{p}{R}; \rho, u) - I(K, r; a \frac{p}{R}; u) &= CA(K, F, R, r; K^A, a, p, \rho, \rho^A, \tau, \tau^A, u) \\
 \Leftrightarrow (1 - a \frac{p}{R})Q(K; u) - rF - C(K, F, r; \rho) - I(K, r; a \frac{p}{R}; u) \\
 &= X(R; K^A, \rho^A, \tau^A) - M(R, F, K; \rho, \tau) - a \frac{p}{R}Q(K; u) - rF
 \end{aligned}$$

mit $0 < a \frac{p}{R} < 1$;

$$(32) \quad \frac{d(r - r^A)}{dt} = -\nu(r - r^A) \quad \text{mit } \nu > 0 ;$$

$$(33) \quad \frac{dK}{dt} = I(q) = I(K, r; a \frac{p}{R}; u) ;$$

$$(34) \quad \frac{dF}{dt} = I(K, r; a \frac{p}{R}; u) - S(K, F, r; a \frac{p}{R}; \rho, u) .$$

3. Partielle Ableitungen wichtiger Variablen

$$Q = Q(K; u)$$

$$\frac{\partial Q}{\partial K} > 0; \quad \frac{\partial^2 Q}{\partial K^2} < 0; \quad \frac{\partial Q}{\partial u} > 0 .$$

$$Y = (1 - a \frac{p}{R})Q(K; u) \quad \text{mit } 0 < a \frac{p}{R} < 1$$

$$\frac{\partial Y}{\partial K} = (1 - a \frac{p}{R}) \frac{\partial Q}{\partial K} > 0 ;$$

$$\frac{\partial Y}{\partial u} = (1 - a \frac{p}{R}) \frac{\partial Q}{\partial u} > 0 ;$$

$$\frac{\partial Y}{\partial a} = -\frac{p}{R}Q < 0 ;$$

$$\frac{\partial Y}{\partial p} = -a \frac{1}{R}Q < 0 ;$$

$$\frac{\partial Y}{\partial R} = a \frac{p}{R^2}Q > 0 .$$

$$I = I(K, r; a \frac{p}{R}; u)$$

$$\frac{\partial I}{\partial K} < 0; \quad \frac{\partial I}{\partial r} < 0; \quad \frac{\partial I}{\partial u} > 0; \quad \frac{\partial I}{\partial a} < 0; \quad \frac{\partial I}{\partial p} < 0; \quad \frac{\partial I}{\partial R} > 0 .$$

$$C = C(K, F, r; \rho)$$

$$\frac{\partial C}{\partial K} > 0; \quad \frac{\partial C}{\partial F} < 0; \quad \frac{\partial C}{\partial r} < \left| \frac{\partial I}{\partial r} \right|; \quad \frac{\partial C}{\partial \rho} > 0.$$

$$S = \left(1 - a \frac{p}{R}\right) Q(K; u) - rF - C(K, F, r; \rho)$$

$$\frac{\partial S}{\partial K} = \left(1 - a \frac{p}{R}\right) \frac{\partial Q}{\partial K} - \frac{\partial C}{\partial K} > 0;$$

$$\frac{\partial S}{\partial F} = -r - \frac{\partial C}{\partial F} > 0;$$

$$\frac{\partial S}{\partial r} = -F - \frac{\partial C}{\partial r};$$

$$\frac{\partial S}{\partial \rho} = -\frac{\partial C}{\partial \rho} < 0;$$

$$\frac{\partial S}{\partial u} = \left(1 - a \frac{p}{R}\right) \frac{\partial Q}{\partial u} > 0;$$

$$\frac{\partial S}{\partial a} = -\frac{p}{R} Q < 0;$$

$$\frac{\partial S}{\partial p} = -a \frac{1}{R} Q < 0;$$

$$\frac{\partial S}{\partial R} = a \frac{p}{R^2} Q > 0.$$

$$B = X(R; K^A, \rho^A, \tau^A) - M(R, K, F; \rho, \tau) - a \frac{p}{R} Q(K; u)$$

$$\frac{\partial B}{\partial R} = \frac{\partial(X - M)}{\partial R} - \left(-a \frac{p}{R^2} Q\right);$$

$$\frac{\partial B}{\partial F} = -\frac{\partial M}{\partial C} \cdot \frac{\partial C}{\partial F} > 0;$$

$$\frac{\partial B}{\partial K} = -\frac{\partial M}{\partial C} \cdot \frac{\partial C}{\partial K} - a \frac{p}{R} \cdot \frac{\partial Q}{\partial K} < 0;$$

$$\frac{\partial B}{\partial K^A} = \frac{\partial X}{\partial C^A} \cdot \frac{\partial C^A}{\partial K^A} > 0;$$

$$\frac{\partial B}{\partial \rho} = -\frac{\partial M}{\partial C} \cdot \frac{\partial C}{\partial \rho} < 0;$$

$$\frac{\partial B}{\partial \rho^A} = \frac{\partial X}{\partial C^A} \cdot \frac{\partial C^A}{\partial \rho^A} > 0;$$

$$\frac{\partial B}{\partial \tau} > 0;$$

$$\frac{\partial B}{\partial \tau^A} > 0;$$

$$\frac{\partial B}{\partial a} = -\frac{p}{R} Q < 0;$$

$$\frac{\partial B}{\partial p} = -a \frac{1}{R} Q < 0;$$

$$\frac{\partial B}{\partial u} = -a \frac{p}{R} \cdot \frac{\partial Q}{\partial u} < 0.$$

4. Steigungen von Kurven und dynamische Analyse des Modells

Jacobi-Matrix des mittelfristigen Gleichungssystems (31), (32):

$$J_{(31),(32)} = \begin{bmatrix} -\frac{\partial I}{\partial R} - \frac{\partial(X-M)}{\partial R} & -\frac{\partial C}{\partial r} - \frac{\partial I}{\partial r} \\ 0 & 1 \end{bmatrix}.$$

Determinante dieser Jacobi-Matrix:

$$|J_{(31),(32)}| = -\frac{\partial I}{\partial R} - \frac{\partial(X-M)}{\partial R} > 0 \quad \text{unter}$$

Annahme 1:

$$-\frac{\partial(X-M)}{\partial R} > \frac{\partial I}{\partial R}.$$

Steigung von (31) im $(r \times R)$ -Raum (IX-Kurve):

$$\left. \frac{dR}{dr} \right|_{(31)} = \frac{\frac{\partial C}{\partial r} + \frac{\partial I}{\partial r}}{-\frac{\partial I}{\partial R} - \frac{\partial(X-M)}{\partial R}} < 0 \quad \text{unter Annahme 1.}$$

Mittelfristiger Multiplikator für R bei Variation von K :⁵

$$\left(\frac{\partial R}{\partial K} \right) = -\frac{\frac{\partial Q}{\partial K} - \frac{\partial C}{\partial K} - \frac{\partial I}{\partial K} + \frac{\partial M}{\partial C} \frac{\partial C}{\partial K}}{-\frac{\partial I}{\partial R} - \frac{\partial(X-M)}{\partial R}} < 0.$$

Mittelfristiger Multiplikator für R bei Variation von F :

$$\left(\frac{\partial R}{\partial F} \right) = -\frac{\left(\frac{\partial M}{\partial C} - 1 \right) \frac{\partial C}{\partial F}}{-\frac{\partial I}{\partial R} - \frac{\partial(X-M)}{\partial R}} < 0.$$

Gleichungssystem der langen Frist:

Die langfristige Dynamik der Bestandsgrößen K und F unter Berücksichtigung endogener Variationen von R und r wird beschrieben durch das Gleichungssystem

⁵ Die vertikale Verschiebung der IX-Kurve bei Variation von K , F , Z entspricht dem mittelfristigen Multiplikator für R bei Variation von K , F , Z ; Ausnahme: Variation von r^A .

$$(37) \quad \frac{dK}{dt} = J(q) = J \left[K, r(r^A), a \frac{p}{R(K, F; Z)}, u \right] \\ = J(K, F; Z);$$

$$(38) \quad \frac{dF}{dt} = J \left[K, r(r^A), a \frac{p}{R(K, F; Z)}, u \right] - \Sigma \left[K, F, r(r^A), a \frac{p}{R(K, F; Z)}, \rho, u \right] \\ = L \left[K, F, r(r^A), a \frac{p}{R(K, F; Z)}, \rho, u \right] \\ = J(K, F; Z) - \Sigma(K, F; Z) \\ = L(K, F; Z).$$

Jacobi-Matrix des Gleichungssystems (37), (38):

$$J_{(37),(38)} = \begin{bmatrix} J_K & J_F \\ L_K & L_F \end{bmatrix} \\ = \begin{bmatrix} \frac{\partial J}{\partial K} + \frac{\partial J}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial K} & \frac{\partial J}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial F} \\ \left[\frac{\partial J}{\partial K} + \frac{\partial J}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial K} - \left((1 - a \frac{p}{R}) \frac{\partial Q}{\partial K} + a \frac{p}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial K} - \frac{\partial C}{\partial K} \right) \right] & \frac{\partial J}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial F} - \left[a \frac{p}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial F} - r - \frac{\partial C}{\partial F} \right] \end{bmatrix}.$$

$$\text{Spur}[J_{(37),(38)}] = J_K + L_F = J_K + J_F - \Sigma_F$$

$$= \frac{\partial J}{\partial K} + \frac{\partial J}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial K} + \frac{\partial J}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial F} - \left(a \frac{p}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial F} - r - \frac{\partial C}{\partial F} \right) < 0$$

unter der zusätzlichen hinreichenden Bedingung

$$\text{Annahme 2:} \quad \Sigma_F = \left(a \frac{p}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial F} - r - \frac{\partial C}{\partial F} \right) > 0.$$

$$\text{Det}[J_{(37),(38)}] = |J_{(37),(38)}| = J_K L_F - L_K J_F = \Sigma_K J_F - J_K \Sigma_F$$

$$= \frac{\partial J}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial F} \left[\left(1 - a \frac{p}{R} \right) \frac{\partial Q}{\partial K} + a \frac{p}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial K} - \frac{\partial C}{\partial K} \right] \\ - \left(\frac{\partial J}{\partial K} + \frac{\partial J}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial K} \right) \left(a \frac{p}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial F} - r - \frac{\partial C}{\partial F} \right) \\ = \frac{\partial J}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial F} \Sigma_K - \frac{\partial J}{\partial K} \Sigma_F - \frac{\partial J}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial K} \Sigma_F > 0 \quad (\text{Annahme 3}).$$

Steigung der $\dot{K} = 0$ -Kurve im $(K \times F)$ -Raum:

$$\left. \frac{dF}{dK} \right|_{\dot{K}=0} = -\frac{J_K}{J_F} = -\frac{\frac{\partial J}{\partial K} + \frac{\partial J}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial K}}{\frac{\partial J}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial F}} < 0.$$

Steigung der $\dot{F} = 0$ -Kurve im $(K \times F)$ -Raum:

$$\begin{aligned} \left. \frac{dF}{dK} \right|_{\dot{F}=0} &= -\frac{L_K}{L_F} = -\frac{J_K - \Sigma_K}{J_F - \Sigma_F} \\ &= -\frac{\frac{\partial J}{\partial K} + \frac{\partial J}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial K} - \left[\left(1 - a \frac{p}{R}\right) \frac{\partial Q}{\partial K} + a \frac{p}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial K} - \frac{\partial C}{\partial K} \right]}{\frac{\partial J}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial F} - \left(a \frac{p}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial F} - r - \frac{\partial C}{\partial F} \right)} < 0 \end{aligned}$$

unter der zusätzlichen (hinreichenden) Bedingung

$$\Sigma_K = \left[\left(1 - a \frac{p}{R}\right) \frac{\partial Q}{\partial K} + a \frac{p}{R^2} Q \frac{\partial R}{\partial K} - \frac{\partial C}{\partial K} \right] > 0.$$

Stabilitätsanalyse:

Unter Annahme 3 ist die $\dot{K} = 0$ -Kurve steiler als die $\dot{F} = 0$ -Kurve. Beweis:

Annahme 3:

$$\begin{aligned} J_K L_F - L_K J_F &> 0 \\ \Leftrightarrow J_K L_F &> L_K J_F \\ \Leftrightarrow \frac{J_K}{J_F} &> \frac{L_K}{L_F} \\ \Leftrightarrow -\frac{J_K}{J_F} &< -\frac{L_K}{L_F} \quad \text{Q.E.D.} \end{aligned}$$

Annahmen 1 bis 3 sind hinreichend für die (lokale) Stabilität des Gleichungssystems. Es soll nun noch festgestellt werden, ob der Gleichgewichtspunkt dieses Systems unter den Annahmen 1 bis 3 und der zusätzlich getroffenen (aber für Stabilität nicht notwendigen) Annahme $\Sigma_K > 0$ ein stabiler Knoten oder ein stabiler Fokus ist. Unter diesen Annahmen ist

$$[\text{Spur}(J_{(37),(38)})]^2 \geq 4|J_{(37),(38)}|$$

notwendige und hinreichende Voraussetzung dafür, daß ein stabiler Knoten vorliegt.⁶ Eingesetzt erhält man:

⁶ Vgl. Chiang [1984], S. 643.

$$\begin{aligned}
& (J_K + J_F - \Sigma_F)^2 \geq 4(\Sigma_K J_F - J_K \Sigma_F) \\
& \Leftrightarrow (J_K)^2 + (J_F)^2 + (\Sigma_F)^2 + 2J_K J_F - 2J_K \Sigma_F - 2J_F \Sigma_F \geq 4\Sigma_K J_F - 4J_K \Sigma_F \\
& \Leftrightarrow (J_K)^2 + (J_F)^2 + (\Sigma_F)^2 + 2J_K J_F - 2J_F \Sigma_F \geq 4\Sigma_K J_F - 2J_K \Sigma_F \\
& \Leftrightarrow (J_K + \Sigma_F)^2 + (J_F)^2 + 2J_K J_F - 2J_F \Sigma_F \geq 4\Sigma_K J_F .
\end{aligned}$$

Die Ungleichung ist erfüllt, da jeder einzelne Summand auf der linken Seite positiv, die rechte Seite jedoch negativ ist.

Anhang III

Auswirkungen eines Preisanstiegs importierter Konsumgüter

Der Preis importierter Konsumgüter, p_M , ist im Modell (31) bis (34) implizit in $p = p_N/p_M$ und in $R = p_Q/p_M$ enthalten. Zur Analyse einer Variation von p_M sind p und R in den Gleichungen (31) bis (34) entsprechend zu ersetzen, damit die Entwicklung der verschiedenen Preisniveaus separat betrachtet werden kann. Von diesen drei Preisniveaus ist nur der Preis der im Inland hergestellten und exportierten Güter, p_Q , modellendogen. In den in den Kapiteln C. IV. und C. V. vorgenommenen Berechnungen zur mittel- und langfristigen Dynamik muß der reale Wechselkurs, R , also jeweils durch die eigentliche endogene Variable p_Q ersetzt werden. Unter Berücksichtigung von Annahme 1, nach der der Leistungsbilanzeffekt den Investitionseffekt überwiegt, ist dann z. B. $\partial R/\partial F$ durch

$$\frac{\partial p_Q}{\partial F} = - \frac{\left(\frac{\partial M}{\partial C} - 1 \right) \frac{\partial C}{\partial F}}{- \frac{\partial I}{\partial p_Q} - \frac{\partial (X-M)}{\partial p_Q}} < 0$$

zu ersetzen. Ebenso gilt natürlich weiterhin $\partial p_Q/\partial K < 0$ usw.

Wie wirkt nun ein Anstieg des Preises importierter Konsumgüter, p_M ? Der unmittelbare Effekt besteht in einer Verringerung des relativen Rohstoffpreises p und des realen Wechselkurses R . Von diesem Effekt bleiben allerdings die Rohstoffimporte, die Ersparnis und die Investitionen zunächst unberührt, weil sie nur vom Preisverhältnis importierter Rohstoffe zu Exportgütern, $p/R = (p_N/p_M)/(p_Q/p_M) = p_N/p_Q$, abhängen. Unmittelbar wird sich also lediglich die Handelsbilanz im Konsumgüterbereich verbessern, $\partial(X - M)/\partial p_M > 0$ (Annahme: Normalreaktion der Handelsbilanz). Die resultierende Überschußnachfrage wird die Preise der Inlands- bzw. Exportgüter, p_Q , in die Höhe treiben, bis das Gütermarktgleichgewicht (31) wieder hergestellt ist. Wäre nun dieser Preisanstieg proportional zu dem ursprünglichen Preisanstieg importierter Konsumgüter, wäre der reale Wechselkurs mittelfristig konstant und die Dynamik hier beendet. Der Anstieg von p_Q ist aber überproportional; die Inlandswährung wertet sich mittelfristig also real auf. Dies liegt daran, daß mit steigendem p_Q auch die Relation des relativen Rohstoffpreises zum realen Wechselkurs, $p/R = p_N/p_Q$, abnimmt. Die nun relativ billigeren Rohstoffimporte werden aber die Investitionen anregen. Da damit die inländische Nachfrage zusätzlich stimuliert wird, muß die Handelsbilanz im Konsumgüterbereich durch den Anstieg von p_Q stärker verschlechtert werden, als sie ursprünglich durch den Anstieg von p_M verbessert wurde.

Formal gilt mittelfristig

$$\frac{\partial p_Q}{\partial p_M} = \frac{\frac{\partial(X-M)}{\partial p_M}}{-\frac{\partial I}{\partial p_Q} - \frac{\partial(X-M)}{\partial p_Q}} = \frac{-\frac{\partial(X-M)}{\partial R} \frac{R}{p_M}}{-\frac{\partial I}{\partial p_Q} - \frac{\partial(X-M)}{\partial R} \frac{1}{p_M}} > 0.$$

Die zweite Gleichung ergibt sich aus

$$\frac{\partial(X-M)}{\partial p_M} = \frac{\partial(X-M)}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial p_M} = -\frac{\partial(X-M)}{\partial R} \frac{R}{p_M}$$

und

$$\frac{\partial(X-M)}{\partial p_Q} = \frac{\partial(X-M)}{\partial R} \frac{\partial R}{\partial p_Q} = \frac{\partial(X-M)}{\partial R} \frac{1}{p_M}.$$

Wäre nun der Effekt auf die Investitionen nicht vorhanden, $\partial I / \partial p_Q = 0$, wäre $\partial p_Q / \partial p_M = R$ und die Elastizität von p_Q gegenüber p_M , $(\partial p_Q / \partial p_M)(p_M / p_Q) = 1$. p_Q stiege mittelfristig also proportional zu p_M , und R bliebe konstant. Da in der Tat aber $\partial I / \partial p_Q > 0$ ist, muß die partielle Ableitung von p_Q nach p_M nicht nur positiv, sondern auch

$$\frac{\partial p_Q}{\partial p_M} > R$$

sein. Für die Elastizität gilt mittelfristig also

$$\frac{\partial p_Q}{\partial p_M} \cdot \frac{p_M}{p_Q} > 1.$$

p_Q steigt tatsächlich also überproportional zu p_M . Es folgt:

(a) *Mittelfristiger Multiplikator für $R = \frac{p_Q(p_M)}{p_M}$:*

$$\left(\frac{\partial R}{\partial p_M} \right) = \frac{1}{p_M} \left(\frac{\partial p_Q}{\partial p_M} - R \right) > 0.$$

Die langfristige Entwicklung von Kapitalstock und Nettoauslandsschuld wird nun qualitativ der entsprechen, die auch bei einer Verringerung der Rohstoffpreise (Störung 5) oder einer Steigerung der Rohstoffeffizienz (Störung 3) einträte. Auch die Graphiken entsprechen Abb. 19 und Abb. 20. Während bei jenen Störungen allerdings Investition und Ersparnis noch als abhängig vom realen Wechselkurs betrachtet werden konnten (p_M war ja konstant), müssen sie hier präziser als abhängig vom Exportgüterpreis, p_Q , modelliert werden.

Formal erhält man:

(b) *Horizontale Verschiebung der $\dot{K} = 0$ -Kurve:*

$$\left. \frac{dK}{dp_M} \right|_{\dot{K}=0} = -\frac{J_{pM}}{J_K} = -\frac{\frac{\partial J}{\partial p_Q} \frac{\partial p_Q}{\partial p_M}}{J_K} > 0.$$

(c) *Horizontale Verschiebung der $\dot{F} = 0$ -Kurve:*

$$\left. \frac{dK}{dp_M} \right|_{\dot{F}=0} = -\frac{L_{pM}}{L_K} = -\frac{\frac{\partial J}{\partial p_Q} \frac{\partial p_Q}{\partial p_M} - a \frac{p_N}{(p_Q)^2} Q \frac{\partial p_Q}{\partial p_M}}{L_K}.$$

Die Rechtsverschiebung der $\dot{K} = 0$ -Kurve ist größer als eine evtl. Rechtsverschiebung der $\dot{F} = 0$ -Kurve, wenn gilt:

$$\begin{aligned} -\frac{J_{pM}}{J_K} &> -\frac{J_{pM} - \Sigma_{pM}}{J_K - \Sigma_K} \\ \Leftrightarrow J_{pM} \Sigma_K &> J_K \Sigma_{pM} \\ \Leftrightarrow \Sigma_K \left(\frac{\partial J}{\partial p_Q} \frac{\partial p_Q}{\partial p_M} \right) &> J_K \left(a \frac{p_N}{(p_Q)^2} Q \frac{\partial p_Q}{\partial p_M} \right). \end{aligned}$$

Da die linke Seite der Ungleichung positiv, die rechte Seite aber negativ ist, ist die Ungleichung immer erfüllt.

(d) *Multiplikator für K^* :*

$$\left(\frac{\partial K^*}{\partial p_M} \right) = \frac{\Sigma_F J_{pM} - J_F \Sigma_{pM}}{J_K L_F - L_K J_F} = \frac{\Sigma_F \left(\frac{\partial J}{\partial p_Q} \frac{\partial p_Q}{\partial p_M} \right) - J_F \left(a \frac{p_N}{(p_Q)^2} Q \frac{\partial p_Q}{\partial p_M} \right)}{J_K L_F - L_K J_F} > 0.$$

(e) *Multiplikator für F^* :*

$$\left(\frac{\partial F^*}{\partial p_M} \right) = \frac{J_K \Sigma_{pM} - J_{pM} \Sigma_K}{J_K L_F - L_K J_F} = \frac{J_K \left(a \frac{p_N}{(p_Q)^2} Q \frac{\partial p_Q}{\partial p_M} \right) - \Sigma_K \left(\frac{\partial J}{\partial p_Q} \frac{\partial p_Q}{\partial p_M} \right)}{J_K L_F - L_K J_F} < 0.$$

Als langfristigen Multiplikator für den Preis des Exportguts, dessen steady-state-Wert als $p_Q[K^*(p_M), F^*(p_M), p_M]$ definiert ist, erhält man

$$\frac{\partial p_Q^*}{\partial p_M} = \frac{\partial p_Q}{\partial K} \frac{\partial K^*}{\partial p_M} + \frac{\partial p_Q}{\partial F} \frac{\partial F^*}{\partial p_M} + \frac{\partial p_Q}{\partial p_M}.$$

Es folgt:

$$(f) \text{ Langfristiger Multiplikator für } R^* = \frac{p_Q[K^*(p_M), F^*(p_M), p_M]}{p_M}.$$

$$\frac{\partial R^*}{\partial p_M} = \frac{1}{p_M} \left(\frac{\partial p_Q^*}{\partial p_M} - R \right) = \frac{1}{p_M} \left(\frac{\partial p_Q}{\partial K} \frac{\partial K^*}{\partial p_M} + \frac{\partial p_Q}{\partial F} \frac{\partial F^*}{\partial p_M} + \frac{\partial p_Q}{\partial p_M} - R \right).$$

Die letzten beiden Terme in der Klammer bestimmen die mittelfristige Entwicklung des realen Wechselkurses und sind – wie oben gezeigt – zusammen positiv. Auf die unmittelbare reale Abwertung durch die Preiserhöhung der importierten Konsumgüter folgt mittelfristig eine überkompensierende reale Aufwertung. Die darauffolgende langfristige Entwicklung von R , bestimmt von den ersten beiden Termen in der Klammer, ist hingegen nicht eindeutig. Der im steady-state gestiegene Kapitalstock wirkt auf eine reale Abwertung hin, die im steady-state gesunkene Auslandsverschuldung auf eine reale Aufwertung. Die Zeitpfade für R entsprechen damit denen in Abb. 15 und Abb. 21, allerdings mit dem Unterschied, daß alle Zeitpfade in $t = 0$ wegen der unmittelbaren realen Abwertung mit einem negativen Ordinatenabschnitt beginnen müssen.

Anhang IV

Die Datenreihen der empirischen Analyse: Quellen und Berechnungen

1. *Quelle für den realen Wechselkurs, RCPI:* Reihe „Indikator der preislichen Wettbewerbsfähigkeit der deutschen Wirtschaft gegenüber 18 Industrieländern auf Basis des Preisindex für die Lebenshaltung, Ursprungswerte“, Deutsche Bundesbank auf Anfrage.
2. *Quellen für die Reihen zur Berechnung der Zeitpräferenzrate:* Statistisches Bundesamt, Fachserie 18, Reihen S15, 1.3 und 3.
3. *Zur Berechnung des Produktivitätsparameters:*
 - a) *Quellen für die Reihen zum Arbeitseinkommensanteil:* Statistisches Bundesamt, Fachserie 18, Reihen S15, 1.3 und 3.
 - b) *Quelle für das Arbeitsvolumen:* Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit, Nürnberg, auf Anfrage.
 - c) *Herleitung und Quellen der Kapitalstockreihe:*

Das vom Statistischen Bundesamt in den Reihen S15 und 1.3 der Fachserie 18 ausgewiesene Bruttoanlagevermögen zu konstanten Preisen bildet die Grundlage der Kapitalstockreihe. Für dieses reale Bruttoanlagevermögen, AV , sind aber nur Jahresdaten erhältlich. Es werden in diesen Reihen sowie Reihe 3 der Fachserie 18 allerdings Quartalsdaten für die Bruttoanlageinvestitionen zu konstanten Preisen, AI , ausgewiesen. Diese addieren sich über vier Quartale aber nicht zur jährlichen Veränderung des Bruttoanlagevermögens, weil von den Investitionen noch die Abgänge abgezogen werden müßten. Da letztere nicht veröffentlicht werden, wird hier unterstellt, daß die Abgänge in jedem Jahr einen konstanten Prozentsatz der Bruttoinvestitionen ausmachen. Dem liegt die Plausibilitätsüberlegung zugrunde, daß die Abgänge dann stattfinden, wenn investiert wird. Damit kann für jedes Jahr der Anteil der AI ermittelt werden, dem keine Abgänge gegenüberstehen:

$$Anteil_{t,t+4} = \frac{AV_{t+4} - AV_t}{\sum_{s=t}^{t+3} AI_s} .$$

Nur gemäß diesem *Anteil1* erhöhen Investitionen in diesem Jahr das Anlagevermögen. Quartalswerte für das Bruttoanlagevermögen berechnen sich dann als

$$AV_{t+i} = AV_t + Anteil1_{t,t+4} \cdot \sum_{j=1}^i AI_{t+j-1}.$$

Eine weitere Komplizierung der Berechnung ergibt sich daraus, daß das Statistische Bundesamt ab dem ersten Quartal 1995 Werte sowohl für *AV* als auch für *AI* nur noch für Gesamtdeutschland ausweist. Deshalb wurde auf die gleiche Weise, wie oben für Westdeutschland beschrieben, auch für Gesamtdeutschland ab dem ersten Quartal 1991 eine vierteljährliche Zeitreihe des Bruttoanlagevermögens berechnet. Für jedes Quartal im Zeitraum von 1991:1 bis 1994:4 wurde dann der Anteil des westdeutschen am gesamtdeutschen Bruttoanlagevermögen als *Anteil2* ermittelt. Es zeigt sich, daß dieser *Anteil2* von 91,5 % in 1991:1 auf 90,1 % in 1994:4 zurückging. Er blieb also fast konstant mit einer geringen, sehr regelmäßigen rückläufigen Tendenz. Weil dieser eindeutige Trend vorlag, nicht aber Saisonschwankungen, wurde eine zweistufige exponentielle Glättung nach Brown⁷ angewandt, um den *Anteil2* für den Zeitraum 1995:1 bis 1998:4 fortzuschreiben. Dabei wurde der erste Beobachtungswert in 1991:1 als Startwert und eine Glättungskonstante von $\alpha = 0,2$ benutzt.⁸ Multipliziert man diese prognostizierten Werte für *Anteil2* mit dem gesamtdeutschen Anlagevermögen, erhält man die entsprechenden westdeutschen Werte für *AV_t* mit *t* ab 1995:1. Die gesamte Zeitreihe des Bruttoanlagevermögens, *AV_t*, wurde nun mit der vom ifo-Schnelldienst für jedes Quartal veröffentlichten Kapazitätsauslastung im verarbeitenden Gewerbe Westdeutschlands multipliziert, um den Beitrag des Kapitals zur Produktion, *K_t*, zu ermitteln.

- d) *Quelle für das BIP zu konstanten Preisen*: Statistisches Bundesamt, Fachserie 18, Reihen S15, 1.3 und 3.
4. *Quelle für die Reihen zur Berechnung der Realzinsen*: International Monetary Fund, International Financial Statistics.
5. *Quelle für die Indizes der Einfuhrpreise*: Statistisches Bundesamt, Fachserie 17, Reihe 8.
6. *Quelle für die Rohstoffeinfuhren Deutschlands bzw. Westdeutschlands*: Deutsche Bundesbank, Statistische Beihefte zu den Monatsberichten, Reihe 3, Zahlungsbilanzstatistik.

⁷ Vgl. Brown [1963].

⁸ Vgl. dazu Gardner [1985].

7. *Quellen zur Berechnung des Geschmacksparameters Deutschlands:*

Volumen der Einfuhr von Enderzeugnissen und Gütern der Ernährungswirtschaft: Deutsche Bundesbank, Statistische Beihefte zu den Monatsberichten, Reihe 4, Saisonbereinigte Wirtschaftszahlen, sowie Statistisches Bundesamt, Fachserie 7, Reihe 1.

Saisonbereinigtes reales BIP: Statistisches Bundesamt, Fachserie 18, Reihen S15, 1.3 und 3.

8. *Herleitung und Quellen der Reihen des ausländischen Geschmacksparameters und des Auslandskonsums:*

Zur Konstruktion der Proxyvariablen $\tau^{(8)}$ für den ausländischen Geschmacksparameter, τ^A , wird auf den realen Wert der Exporte Deutschlands pro ausländischem realen BIP zurückgegriffen, also auf ein ähnliches Konzept wie bei τ^D . Der Zähler wird als Exportvolumen von der Bundesbank in den Statistischen Beiheften zu den Monatsberichten, Reihe 4, Saisonbereinigte Wirtschaftszahlen, und dem Statistischen Bundesamt, Fachserie 7, Reihe 1, ausgewiesen. Für den Nenner wurde das reale BIP der acht Länder Frankreich, Italien, Japan, Österreich, Spanien, der Niederlande, der USA und des Vereinigten Königreichs berücksichtigt, weil sie wichtige Exportpartner Deutschlands sind, einen relativ großen Anteil an der weltweiten Güterproduktion auf sich vereinen und für sie zuverlässige Daten vorliegen. Es wird angenommen, daß die Entwicklung ihres realen Bruttoinlandsprodukts repräsentativ für die ganze Welt ist. Diese Daten sind in den International Financial Statistics des International Monetary Fund in nationaler Währung angegeben. Um sie summieren zu können, sind sie in eine einheitliche Währung umzurechnen. Dazu wurden kaufkraftparitätische Wechselkurse der DM verwendet, die auf Geary-Khamis-Schätzungen für das Basisjahr 1980 beruhen und in Maddison [1995], Tab. C4, angegeben sind. Die so berechneten realen Bruttoinlandsprodukte in DM wurden ungewichtet aufaddiert.

Ab 1991:1 werden im Zähler gesamtdeutsche Werte verwendet, was allerdings auch die Zeitreihe $\tau^{(8)}$ nur unwesentlich beeinflusst, da die ostdeutschen Exportvolumina nur einen sehr kleinen Anteil der westdeutschen ausmachten. Auch für die so konstruierte Proxyvariable gilt wie für τ^D , daß sie aus theoretischen Überlegungen vom realen Wechselkurs beeinflusst werden und somit endogen sein sollte, dies aber zumindest graphisch nicht unmittelbar erkennbar ist.

Neben dem realen Wechselkurs und dem ausländischen Geschmacksparameter bestimmt im Modell das ausländische Konsumniveau, C^A , das wiederum vom Auslandsvermögen, K^A , und der ausländischen Zeitpräferenzrate, ρ^A , beeinflusst wird, die Exporte des Inlands. Als Proxyvariable für den Auslandskonsum, zumindest soweit er von K^A bestimmt wird, kann das reale BIP des Auslands, $Y^{(10)}$, dienen. Zu dessen Berechnung wurden Zeitreihen für die zehn wichtigsten Exportmärkte Deutschlands Frankreich, Italien, Japan, die Niederlande, Österreich, die Schweiz, Schweden, Spanien, die USA und das Vereinigte König-

reich⁹ aus den International Financial Statistics des International Monetary Fund verwendet. Da das im Modell homogene Ausland hier heterogen ist, beeinflusst das reale BIP dieser Länder die Exporte Deutschlands in unterschiedlichem Umfang. Deshalb wurde jede der Zeitreihen durch ihren Mittelwert¹⁰ geteilt und mit dem für den Beobachtungszeitraum berechneten durchschnittlichen Anteil des entsprechenden Landes an den Gesamtausfuhren Deutschlands in diese Länder multipliziert.¹¹ Die so normierten und gewichteten Zeitreihen für die einzelnen Exportmärkte wurden aufaddiert.

⁹ Belgien /Luxemburg ist ein weiterer wichtiger Exportmarkt Deutschlands. Es lagen allerdings für einen großen Teil des Beobachtungszeitraums keine Quartalsdaten vor.

¹⁰ Alternativ könnten die Zeitreihen mit einer Division durch ihren Anfangswert normiert werden. Die berechneten Prüfgrößen sämtlicher Tests weichen dann aber von den in Kapitel D. III. präsentierten höchstens im Bereich der zweiten Nachkommastelle ab; die Ergebnisse sind also annähernd identisch.

¹¹ Quelle der jährlichen Ausfuhranteile: *Statistisches Bundesamt, Jahrbücher*.

Anhang V

Kointegrationsanalyse: Dummy-Variablen und Sensitivitätsanalysen

Ein VAR-Modell mit den sechs Variablen $RCPI$, ρ^D , u^D , r^{US} , $(a^D \cdot p^D)$ und τ^D sowie der durch den Strukturbruch in ρ^D erforderlichen Impuls-Dummy-Variablen für 1991:1, $Dp911$, weist ganz unabhängig von der Anzahl der Verzögerungen immer Annahmeverletzungen der Residualeigenschaften auf. Bei einer mittleren Anzahl von Verzögerungen, z. B. bei fünf Lags, handelt es sich hierbei i. d. R. um Nichtnormalität der Residuen in den Gleichungen zur Erklärung des amerikanischen Realzinses und des Rohstoffimportfaktors. Weil das Johansen-Verfahren eine Maximum-Likelihood-Schätzung ist, die von Normalverteilung der Residuen ausgeht, kann aber auf diese Eigenschaft nicht verzichtet werden. Oft sind einzelne, plötzlich auftretende Extremwerte, die vom VAR-Modell nicht erklärt werden können, die Ursache fehlender Normalverteilung der Residuen. Bei Betrachtung der Abb. A1 und A2 fallen dabei insbesondere zwei solche Fälle auf: Das zum Betrag bei weitem größte Residuum liegt in der Gleichung für r^{US} in 1983:3, in der Gleichung für $(a^D \cdot p^D)$ in 1985:1. In beiden Fällen war ein unerwarteter und drastischer Anstieg der jeweiligen Variablen für die geringe Erklärungskraft des VAR-Systems verantwortlich.

Im Jahre 1980 erreichte zunächst die amerikanische Inflationsrate, ein Jahr später dann auch die langfristigen amerikanischen Kapitalmarktzinsen ihr Maximum von jeweils über 14 %. Der kontinuierliche Rückgang der Inflation seit 1980 war wegen einer 1982 bis 1983 vorübergehend weniger restriktiven Geldpolitik schon im Abflauen begriffen, als die Inflation im dritten Quartal 1983 noch einmal deutlich von 3,3 % auf ein lokales Minimum von 2,6 % zurückging. Auch die Kapitalmarktzinsen waren inzwischen kontinuierlich, wenn auch nicht so stark, gesunken, stiegen aber gerade in jenem dritten Quartal von 1983 wieder plötzlich von 10,5 % auf 11,6 % an. Die Ursachen dafür waren erstens hohe und steigende staatliche Defizite wegen rapide wachsender Staatsausgaben bei gleichzeitigen Steuersenkungen und konjunkturell bedingten Einnahmeausfällen. Zweitens wurden Zinssteigerungen erwartet, weil zum einen der Budgetentwurf für das Haushaltsjahr 1983/84 erneut ein hohes Defizit vorsah und weil zum anderen die vorübergehend weniger restriktive Geldpolitik Inflationsängste entfachte.¹² Es resultierte ein deutlicher Realzinsanstieg auf ein globales Maximum von 9 %.

¹² Vgl. *Sachverständigenrat* [1983].

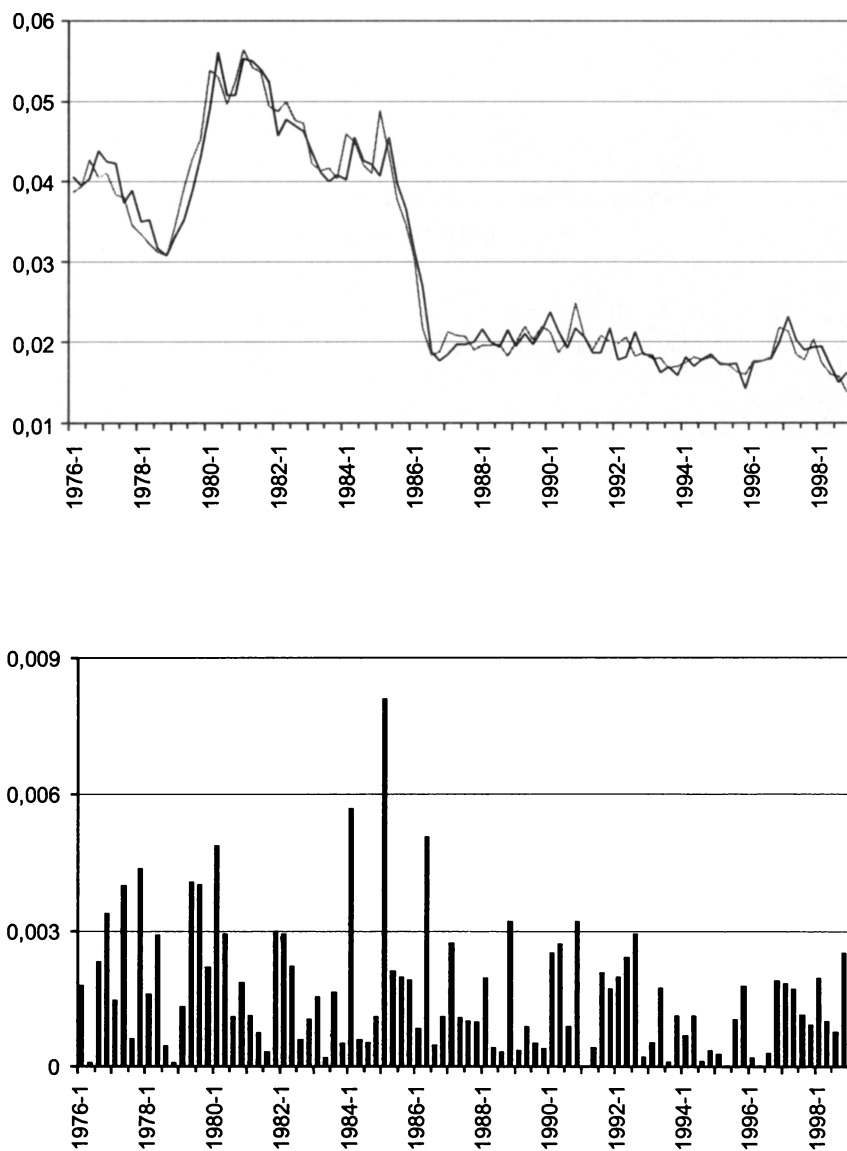


Abb. A1: Obere Graphik: Tatsächliche (hell) und geschätzte (dunkel) Werte des Rohstoffimportfaktors ($a^D \cdot p^D$); Grundlage der Schätzung: VAR-System über $RCPI$, ρ^D , u^D , τ^{US} , ($a^D \cdot p^D$) und τ^D mit der Dummy-Variablen $Dp911$.
Untere Graphik: Residuen der Schätzung zum Betrag

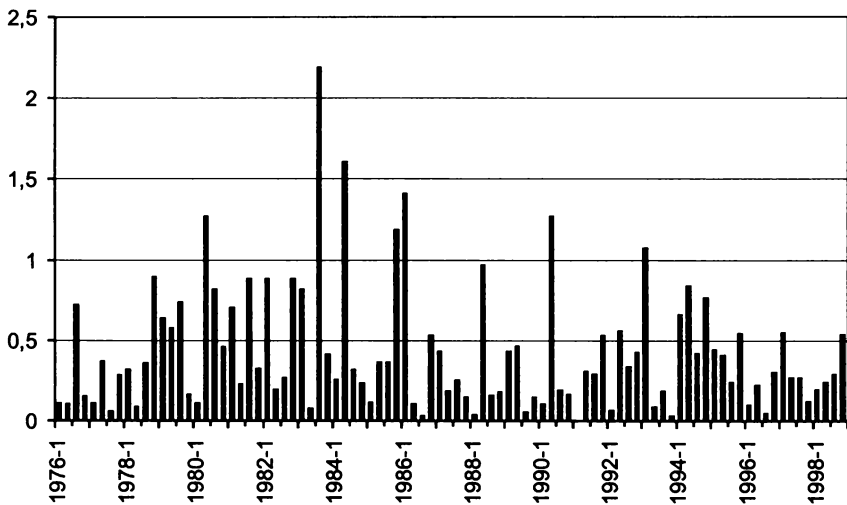
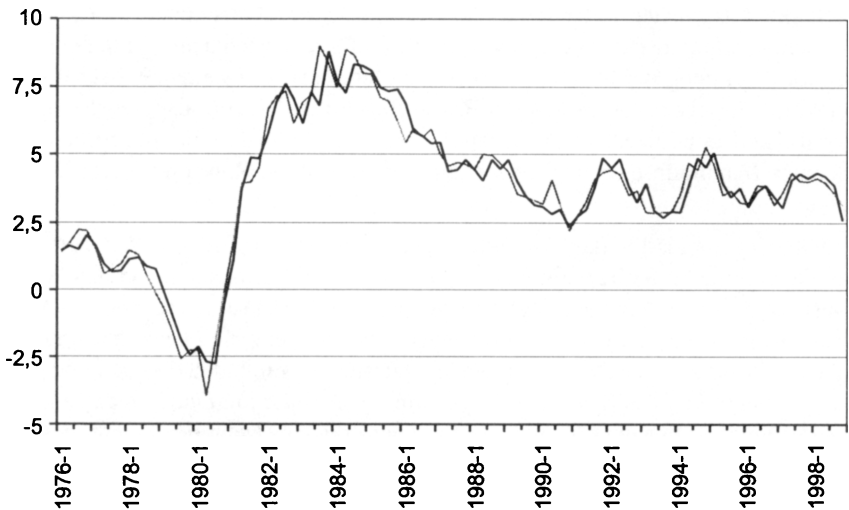


Abb. A2: Obere Graphik: Tatsächliche (hell) und geschätzte (dunkel) Werte der amerikanischen Realzinsen r^{US} ; Grundlage der Schätzung: VAR-System über $RCPI$, ρ^D , u^D , r^{US} , $(a^D \cdot p^D)$ und τ^D mit der Dummy-Variablen $Dp911$.
Untere Graphik: Residuen der Schätzung zum Betrag

Starke Ausschläge in der Reihe des Rohstoffimportfaktors sind i. d. R. auf die Preisentwicklung der Rohstoffimporte zurückzuführen. Nach dem zweiten Ölpreisschock zu Anfang der 80er Jahre sorgte ein durch den weltweiten Wirtschaftsaufschwung getriebenes Anziehen der Rohstoffnachfrage¹³ dafür, daß der Preisindex der Rohstoffimporte im ersten Quartal 1985 noch einmal stark anstieg und sein globales Maximum erreichte, bevor dann der drastische Rohstoffpreisverfall einsetzte.

Mit zwei Impuls-Dummy-Variablen, *Dp833* und *Dp851*, die den Wert 1 im dritten Quartal von 1983 bzw. im ersten Quartal von 1985 annehmen und den Wert 0 sonst, wird diesen Entwicklungen Rechnung getragen. Das resultierende VAR 1 weist dann auch keine Modellverletzungen, insbesondere auch keine Nichtnormalität der Residuen mehr auf. Eine Sensitivitätsanalyse zeigt, daß dies nicht erreichbar ist, wenn man das System entweder um *Dp833* oder um *Dp851* reduziert. Die guten Eigenschaften von VAR 1 bleiben aber erhalten, wenn der Beginn des Betrachtungszeitraums um bis zu zwei Jahre variiert wird. In diesem Fall optieren Tests auf reduzierten Rang in neun von zwölf Fällen für Modellvariante 1; die Anzahl der identifizierten kointegrierenden Vektoren variiert von einem oder zweien bis zu null oder einem. Sie ist also keineswegs stabil über leichte Variationen des Beobachtungszeitraums oder über eine Eliminierung von Dummy-Variablen. Daß jedoch zumindest ein kointegrierender Vektor vorliegt, wird von drei Vierteln der Tests bestätigt.

Auch für die Kointegrationstests über VAR 2 wurde eine Sensitivitätsanalyse, bei der der Beginn des Beobachtungszeitraums variiert wurde, durchgeführt. Hier wird in elf von zwölf Fällen Modellvariante 1 favorisiert. In bezug auf die Anzahl der kointegrierenden Vektoren ist das Ergebnis viel stabiler als bei VAR 1: In allen Fällen identifizieren die Prüfgrößen ohne Reimers-Korrektur einen kointegrierenden Vektor und die Prüfgrößen mit Reimers-Korrektur keinen. Variiert man bei VAR 2 dessen Lag-Länge, werden tendenziell mehr kointegrierende Vektoren akzeptiert: bei mehr Verzögerungen von den Prüfgrößen ohne Reimers-Korrektur, bei weniger Verzögerungen von den Prüfgrößen mit Reimers-Korrektur.

¹³ Vgl. *Sachverständigenrat* [1984].

Literaturverzeichnis

- Abel, A. B.*, Consumption and Investment, in: B. M. Friedman, F. H. Hahn (Hrsg.), Handbook of Monetary Economics, Vol. 2, Amsterdam u. a., 1990, S. 725 – 778.
- Abel, A. B. / Blanchard, O. J.*, An Intertemporal Model of Saving and Investment, in: Econometrica, Vol. 51, 1983, S. 675 – 692.
- Adams, C. / Coe, D. T.*, A Systems Approach to Estimating the Natural Rate of Unemployment and Potential Output for the United States, in: IMF Staff Papers, Vol. 37, 1990, S. 232 – 293.
- Allen, P. R.*, The Economic and Policy Implications of the NATREX Approach, in: J. L. Stein, P. R. Allen (Hrsg.), Fundamental Determinants of Exchange Rates, Oxford, 1995, S. 1 – 37.
- Artus, J. R.*, Measures of Potential Output in Manufacturing for Eight Industrial Countries, 1955 – 78, in: IMF Staff Papers, Vol. 24, 1977, S. 1 – 35.
- Balassa, B.*, The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal, in: Journal of Political Economy, Vol. 72, 1964, S. 584 – 596.
- Barro, R. J. / Sala-i-Martin, X.*, Economic Growth, New York u. a., 1995.
- Bayoumi, T. / Clark, P. / Symansky, S. / Taylor, M.*, The Robustness of Equilibrium Exchange Rate Calculations to Alternative Assumptions and Methodologies, in: J. Williamson (Hrsg.), Estimating Equilibrium Exchange Rates, Washington, D. C., 1994, S. 19 – 59.
- Berndt, E. R. / Fuss, M. A.*, Productivity Measurement with Adjustments for Variations in Capacity Utilization and Other Forms of Temporary Equilibrium, in: Journal of Econometrics, Vol. 33, 1986, S. 7 – 29.
- Blanchard, O. J. / Fischer, S.*, Lectures on Macroeconomics, Cambridge, Mas., u. a., 1989.
- Bohn, H.*, The Behavior of U. S. Public Debt and Deficits, in: Quarterly Journal of Economics, Vol. 113, 1998, S. 949 – 963.
- Breuer, J. B.*, An Assessment of the Evidence on Purchasing Power Parity, in: J. Williamson (Hrsg.), Estimating Equilibrium Exchange Rates, Washington, D. C., 1994, S. 245 – 277.
- Brown, R. G.*, Smoothing, Forecasting and Prediction of Discrete Time Series, Englewood Cliffs, N. J., 1963.
- Bruce, N. / Purvis, D. D.*, The Specification and Influence of Goods and Factor Markets in Open-Economy Macroeconomic Models, in: R. W. Jones, P. B. Kenen (Hrsg.), Handbook of International Economics, Vol. 2, Amsterdam u. a., 1985, S. 807 – 857.
- Campbell, J. Y. / Perron, P.*, Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know about Unit Roots, in: NBER Macroeconomics Annual 1991, S. 141 – 201.
- Cass, D.*, Optimum Growth in an Aggregative Model of Capital Accumulation, in: Review of Economic Studies, Vol. 32, 1965, S. 233 – 240.
- Chadha, B. / Prasad, E.*, Real Exchange Rate Fluctuations and the Business Cycle: Evidence from Japan, in: IMF Staff Papers, Vol. 44, 1997, S. 328 – 355.

- Cheung, Y.-W. / Lai, K. S.*, Finite-Sample Sizes of Johansen's Likelihood Ratio Tests for Cointegration, in: Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 55, 1993, S. 313 – 328.
- Chiang, A. C.*, Fundamental Methods of Mathematical Economics, 3. Aufl., Auckland u. a., 1984.
- Choi, I. / Chung, B.*, Sampling Frequency and the Power of Tests for a Unit Root: A Simulation Study, in: Economics Letters, Vol. 49, 1995, S. 131 – 136.
- Clarida, R. / Gali, J.*, Sources of Real Exchange-Rate Fluctuations: How Important are Nominal Shocks?, in: Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Vol. 41, 1994, S. 1 – 56.
- Clark, P. B. / MacDonald, R.*, Exchange Rates and Economic Fundamentals: A Methodological Comparison of BEERs and FEERs, in: R. MacDonald, J. L. Stein (Hrsg.), Equilibrium Exchange Rates, Boston u. a., 1999, S. 285 – 322.
- Clostermann, J. / Friedmann, W.*, What Drives the Real Effective D-Mark Exchange Rate?, in: Konjunkturpolitik, Vol. 44, 1998, S. 207 – 230.
- Crouhy-Veyrac, L. L. / Saint Marc, M.*, The Natural Real Exchange Rate between the French Franc and the Deutschmark: Implications for Monetary Union, in: J. L. Stein, P. R. Allen (Hrsg.), Fundamental Determinants of Exchange Rates, Oxford, 1995, S. 126 – 153.
- Deutsche Bundesbank, Reale Wechselkurse als Indikatoren der internationalen Wettbewerbsfähigkeit, in: Monatsbericht, 46. Jg., Nr. 5, 1994, S. 47 – 60.
- Die Entwicklung der Kapitalmarktzinsen seit Anfang der neunziger Jahre, in: Monatsbericht, 48. Jg., Nr. 11, 1996, S. 17 – 32.
 - Die Bedeutung internationaler Einflüsse für die Zinsentwicklung am Kapitalmarkt, in: Monatsbericht, 49. Jg., Nr. 7, 1997, S. 23 – 40.
- Dickey, D. A. / Fuller, W. A.*, Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, in: Journal of the American Statistical Association, Vol. 74, 1979, S. 427 – 431.
- Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, in: Econometrica, Vol. 49, 1981, S. 1057 – 1072.
- Dolado, J. J. / Jenkinson, T. J. / Sosvilla-Rivero, S.*, Cointegration and Unit Roots, in: Journal of Economic Surveys, Vol. 4, 1990, S. 249 – 273.
- Doornik, J. A. / Hendry, D. F.*, Modelling Dynamic Systems Using PcFiml 9.0 for Windows, London u. a., 1997.
- Elliott, G. / Rothenberg, T. J. / Stock, J. H.*, Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root, in: Econometrica, Vol. 64, 1996, S. 813 – 836.
- Enders, W.*, Applied Econometric Time Series, New York u. a., 1995.
- Englander, A. S. / Mittelstädt, A.*, Total Factor Productivity: Macroeconomic and Structural Aspects of the Slowdown, in: OECD Economic Studies, No. 10, 1988, S. 7 – 56.
- Erber, G. / Haid, A.*, Totale Faktorproduktivität in der Bundesrepublik Deutschland (1970 – 1989): Ergebnisse für das produzierende Gewerbe, in: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Vol. 210, 1992, S. 385 – 411.
- Faruquee, H.*, Long-Run Determinants of the Real Exchange Rate: A Stock-Flow Perspective, in: IMF Staff Papers, Vol. 42, 1995, S. 80 – 107.
- Feldstein, M. / Horioka, C.*, Domestic Saving and International Capital Flows, in: Economic Journal, Vol. 90, 1980, S. 314 – 329.

- Fischer, C. / Porath, D.*, Conventional Wisdom and Recent Tests of Purchasing Power Parity, Arbeitspapier, 1998, präsentiert auf der Jahrestagung des Vereins für Socialpolitik, Mainz 1999.
- Frenkel, J. A. / Razin, A. / Yuen, C.*, Fiscal Policies and the World Economy: An International Approach, 3. Aufl., Cambridge, Mas., u. a., 1996.
- Froot, K. A. / Rogoff, K.*, Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates, in: G. M. Grossman, K. Rogoff (Hrsg.), Handbook of International Economics, Vol. 3, Amsterdam u. a., 1995, S. 1647 – 1688.
- Fuhrmann, W.*, Makroökonomik: Zur Theorie interdependenter Märkte, 3. Aufl., München u. a., 1991.
- Fuller, W. A.*, Introduction to Statistical Time Series, New York u. a., 1976.
- Gardner, E.*, Exponential Smoothing: The State of the Art, in: Journal of Forecasting, Vol. 4, 1985, S. 1 - 38.
- Ghysels, E. / Perron, P.*, The Effect of Seasonal Adjustment Filters on Tests for a Unit Root, in: Journal of Econometrics, Vol. 55, 1993, S. 57 – 98.
- Goldstein, M. / Khan, M. S.*, Income and Price Effects in Foreign Trade, in: R. W. Jones, P. B. Kenen (Hrsg.), Handbook of International Economics, Vol. 2, Amsterdam u. a., 1985, S. 1041 – 1105.
- Grassinger, R.*, Econometric Update of the Paper „Long Run Determinants of the Real Exchange Rates: The Case of Germany“, unveröffentlichtes Arbeitspapier, Mainz, 1996.
- Hakkio, C. S. / Rush, M.*, Cointegration: How Short is the Long Run?, in: Journal of International Money and Finance, Vol. 10, 1991, S. 571 – 581.
- Hall, R. E. / Jones, C. I.*, Why Do Some Countries Produce so Much More Output per Worker than Others?, in: Quarterly Journal of Economics, Vol. 114, 1999, S. 83 – 116.
- Hansen, H. / Juselius, K.*, Cats in Rats – Cointegration Analysis of Time Series, Kopenhagen, 1995.
- Harris, R. I. D.*, Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling, London u. a., 1995.
- Hendry, D. F. / Doornik, J. A.*, Empirical Econometric Modelling Using PcGive 9.0 for Windows, London u. a., 1996.
- Hooper, P. / Marquez, J.*, Exchange Rates, Prices, and External Adjustment in the United States and Japan, in: P. B. Kenen (Hrsg.), Understanding Interdependence: The Macroeconomics of the Open Economy, Princeton, N. J., 1995, S. 107 – 168.
- Hu, W.*, Time Aggregation and Skip Sampling in Cointegration Tests, in: Statistical Papers, Vol. 37, 1996, S. 225 – 234.
- Hulten, C. R.*, Productivity Change, Capacity Utilization, and the Sources of Efficiency Growth, in: Journal of Econometrics, Vol. 33, 1986, S. 31 – 50.
- Hung, W. / Kim, Y. / Ohno, K.*, Pricing Exports: A Cross-Country Study, in: Journal of International Money and Finance, Vol. 12, 1993, S. 3 – 28.
- Infante, E. F. / Stein, J. L.*, Optimal Growth with Robust Feedback Control, in: Review of Economic Studies, Vol. 40, 1973, S. 47 – 60.
- International Monetary Fund, Evaluating Exchange Rates, in: World Economic Outlook, Mai 1998, S. 64 – 65.

- Johansen, S.*, Statistical Analysis of Cointegration Vectors, in: *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, 1988, S. 231 – 254.
- Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models, in: *Econometrica*, Vol. 59, 1991, S. 1551 – 1580.
 - Determination of Cointegration Rank in the Presence of a Linear Trend, in: *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 54, 1992, S. 383 – 397.
- Johansen, S. / Juselius, K.*, Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK, in: *Journal of Econometrics*, Vol. 53, 1992, S. 211 – 244.
- Krugman, P. R.*, Equilibrium Exchange Rates, in: W. H. Branson, J. A. Frenkel, M. Goldstein (Hrsg.), *International Policy Coordination and Exchange Rate Fluctuations*, Chicago u. a., 1990, S. 159 – 195.
- Lim, G. C. / Stein, J. L.*, The Dynamics of the Real Exchange Rate and Current Account in a Small Open Economy: Australia, in: J. L. Stein, P. R. Allen (Hrsg.), *Fundamental Determinants of Exchange Rates*, Oxford, 1995, S. 85 – 125.
- MacDonald, R.*, Concepts to Calculate Equilibrium Exchange Rates: An Overview, Arbeitspapier, 2000, präsentiert auf dem Workshop on Equilibrium Values of the Euro, Deutsche Bundesbank, Frankfurt a. M. 2000.
- Maddala, G. S. / Kim, I.-M.*, *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*, Cambridge, U. K., 1998.
- Maddison, A.*, Growth and Slowdown in Advanced Capitalist Economies: Techniques of Quantitative Assessment, in: *Journal of Economic Literature*, Vol. 25, 1987, S. 649 – 698.
- *Monitoring the World Economy 1820 – 1992*, Paris, 1995.
- Marsh, I. W. / Tokarick, S. P.*, An Assessment of Three Measures of Competitiveness, in: *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 132, 1996, S. 700 – 722.
- Merton, R. C.*, *Continuous-Time Finance*, Cambridge, Mas., 1990.
- Mussa, M.*, The Theory of Exchange Rate Determination, in: J. F. O. Bilson, R. C. Marston (Hrsg.), *Exchange Rate Theory and Practice*, Chicago u. a., 1984, S. 13 – 78.
- Neary, P.*, Determinants of the Equilibrium Real Exchange Rate, in: *American Economic Review*, Vol. 78, 1988, S. 210 – 215.
- Ng, S.*, Testing for Unit Roots in Flow Data Sampled at Different Frequencies, in: *Economics Letters*, Vol. 47, 1995, S. 237 – 242.
- Ng, S. / Perron, P.*, Unit Root Tests in ARMA Models with Data-Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag, in: *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 90, 1995, S. 268 – 281.
- Niehans, J.*, *International Monetary Economics*, Oxford, 1984.
- Nurkse, R.*, Conditions of International Monetary Equilibrium, in: H. S. Ellis, L. A. Metzler (Hrsg.), *Readings in the Theory of International Trade*, Philadelphia u. a., 1949, S. 3 – 34.
- Obstfeld, M. / Rogoff, K.*, The Intertemporal Approach to the Current Account, in: G. M. Grossman, K. Rogoff (Hrsg.), *Handbook of International Economics*, Vol. 3, Amsterdam u. a., 1995, S. 1731 – 1799.
- *Foundations of International Macroeconomics*, Cambridge, Mas., u. a., 1996.
- O'Connell, P. G. J.*, The Overvaluation of Purchasing Power Parity, in: *Journal of International Economics*, Vol. 44, 1998, S. 1 – 19.

- Osterwald-Lenum, M.*, A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics, in: *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 54, 1992, S. 461 – 472.
- Perron, P.*, The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis, in: *Econometrica*, Vol. 57, 1989, S. 1361 – 1401.
- Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean, in: *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 8, 1990, S. 153 – 162.
- Quah, D.*, Cross-Country Growth Comparison: Theory to Empirics, CEPR Discussion Paper, No. 2294, 1999.
- Reimers, H.-E.*, Comparisons of Tests for Multivariate Cointegration, in: *Statistical Papers*, Vol. 33, 1992, S. 335 – 359.
- Rogoff, K.*, The Purchasing Power Parity Puzzle, in: *Journal of Economic Literature*, Vol. 34, 1996, S. 647 – 668.
- Romer, D.*, *Advanced Macroeconomics*, New York u. a., 1996.
- Rose, K. / Sauernheimer, K.*, *Theorie der Außenwirtschaft*, 13. Aufl., München, 1999.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, *Mut zur Stabilisierung – Jahresgutachten 1973/74*, Stuttgart u. a., 1973.
- Ein Schritt voran – Jahresgutachten 1983/84, Stuttgart u. a., 1983.
 - Chancen für einen langen Aufschwung – Jahresgutachten 1984/85, Stuttgart u. a., 1984.
 - Im Standortwettbewerb – Jahresgutachten 1995/96, Stuttgart, 1995.
- Samuelson, P. A.*, Theoretical Notes on Trade Problems, in: *Review of Economics and Statistics*, Vol. 46, 1964, S. 146 – 154.
- Sauernheimer, K.*, *Internationale Kapitalbewegungen, flexible Wechselkurse und gesamtwirtschaftliches Gleichgewicht*, Hamburg, 1980.
- Sauernheimer, K. / Grassinger, R.*, Long Run Determinants of the Real Exchange Rate: The Case of Germany, unveröffentlichtes Arbeitspapier, Universität Mainz, 1995.
- Shiller, R. / Perron, P.*, Testing the Random Walk Hypothesis: Power versus Frequency of Observation, in: *Economics Letters*, Vol. 18, 1985, S. 381 – 386.
- Siebert, H.*, German Unification: The Economics of Transition, in: *Economic Policy*, Vol. 13, 1991, S. 289 – 340.
- Stein, J. L.*, The Real Exchange Rate, in: *Journal of Banking and Finance*, Vol. 14, 1990, S. 1045 – 1078.
- The Natural Real Exchange Rate of the US Dollar and Determinants of Capital Flows, in: J. Williamson (Hrsg.), *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Washington, D. C., 1994, S. 133 – 175.
 - The Natural Real Exchange Rate of the United States Dollar, and Determinants of Capital Flows, in: J. L. Stein, P. R. Allen (Hrsg.), *Fundamental Determinants of Exchange Rates*, Oxford, 1995, S. 38 – 84.
 - Real Exchange Rates and Current Accounts: The Implications of Economic Science for Policy Decisions, in: *Economie Appliquée*, Vol. 49, Nr. 3, 1996, S. 49 – 94.

- The Equilibrium Real Exchange Rate of Germany, in: J. L. Stein, P. R. Allen (Hrsg.), *Fundamental Determinants of Exchange Rates*, revised paperback edition, Oxford, 1997, S. 182–224.
- Stein, J. L. / Sauernheimer, K.*, The Equilibrium Real Exchange Rate of Germany, in: *Economic Systems / JOICE*, Vol. 20, 1996, S. 97–131.
- Stockman, A. C.*, A Theory of Exchange Rate Determination, in: *Journal of Political Economy*, Vol. 88, 1980, S. 673–698.
- The Equilibrium Approach to Exchange Rates, in: *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Richmond, Vol. 73, No. 2, 1987, S. 12–30.
- Strauß, H.*, Eingleichungsmodelle zur Prognose des deutschen Außenhandels, Kieler Arbeitspapier, Nr. 987, Institut für Weltwirtschaft, Kiel, 2000.
- Svensson, L. E. O. / Razin, A.*, The Terms of Trade and the Current Account: The Harberger-Laursen-Metzler Effect, in: *Journal of Political Economy*, Vol. 91, 1983, S. 97–125.
- Tirole, J.*, *The Theory of Industrial Organization*, Cambridge, Mass., u. a., 1988.
- Turner, P. / Van't dack, J.*, Measuring International Price and Cost Competitiveness, BIS Economic Papers, No. 39, 1993.
- Williamson, J.*, Estimates of FEERs, in: J. Williamson (Hrsg.), *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Washington, D. C., 1994, S. 177–243.
- Wren-Lewis, S. / Westaway, P. / Soteri, S. / Barrell, R.*, Evaluating the U.K.'s Choice of Entry Rate into the ERM, in: *Manchester School Economic and Social Studies*, Vol. 59, Supplement, 1991, S. 1–22.
- Wu, J.-L. / Chen, S.-L.*, A Re-Examination of Real Interest Parity, in: *Canadian Journal of Economics*, Vol. 31, 1998, S. 837–851.
- Wyplosz, C.*, On the Real Exchange Rate Effect of German Unification, in: *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 127, 1991, S. 1–17.
- Yoshikawa, H.*, On the Equilibrium Yen-Dollar Rate, in: *American Economic Review*, Vol. 80, 1990, S. 576–583.
- Young, A.*, A Tale of Two Cities: Factor Accumulation and Technical Change in Hong Kong and Singapore, in: *NBER Macroeconomics Annual* 1992, S. 13–54.
- Zhou, S.*, The Response of Real Exchange Rates to Various Economic Shocks, in: *Southern Economic Journal*, Vol. 61, 1995, S. 936–954.

Personenregister

- Abel, A. B. 29, 38
Adams, C. 117
Allen, P. R. 33, 85
Artus, J. R. 119
- Balassa, B. 19
Barro, R. J. 25, 29, 119, 120, 164
Bayoumi, T. 22
Berndt, E. R. 119
Blanchard, O. J. 23, 28, 29, 38
Bohn, H. 40
Breuer, J. B. 19
Brown, R. G. 180
Bruce, N. 41
- Campbell, J. Y. 112
Cass, D. 24, 25
Chadha, B. 65
Chen, S.-L. 35
Cheung, Y.-W. 135, 136
Chiang, A. C. 65, 73, 173
Choi, I. 112
Chung, B. 112
Clarida, R. 22
Clark, P. 145
Clostermann, J. 114
Coe, D. T. 117
Crouhy-Veyrac, L. L. 117
- Dickey, D. A. 126, 128, 129, 130
Dolado, J. J. 127, 130
Doornik, J. A. 134, 135, 136
- Elliott, G. 131, 132
Enders, W. 19, 127, 135, 136
Englander, A. S. 120
Erber, G. 119
- Faruquee, H. 22
Feldstein, M. 108
Fischer, C. 19
- Fischer, S. 23, 28, 29, 38
Frenkel, J. A. 41
Friedmann, W. 114
Froot, K. A. 19
Fuhrmann, W. 41
Fuller, W. A. 126, 127, 128, 129, 130
Fuss, M. A. 119
- Gali, J. 22
Gardner, E. 180
Ghysels, E. 116
Goldstein, M. 42, 47
Grassinger, R. 33, 41, 46, 48, 55, 117, 140
- Haid, A. 119
Hakkio, C. S. 112
Hall, R. E. 117
Hansen, H. 135, 140
Harris, R. I. D. 135
Hendry, D. F. 134, 135, 136
Hooper, P. 42, 47
Horioka, C. 108
Hu, W. 112
Hulten, C. R. 119
Hung, W. 47
- Infante, E. F. 23, 26, 27, 29
- Jenkinson, T. J. 127, 130
Johansen, S. 134, 135, 136, 138
Jones, C. I. 117
Juselius, K. 134, 135, 140
- Khan, M. S. 42, 47
Kim, I.-M. 112
Kim, Y. 47
Krugman, P. R. 17, 48
- Lai, K. S. 135, 136
Lim, G. C. 33, 117

- MacDonald, R.** 22, 145
Maddala, G. S. 112
Maddison, A. 119, 181
Marquez, J. 42, 47
Marsh, I. W. 113
Merton, R. C. 36, 37, 38
Mittelstädt, A. 120
Mussa, M. 22

Neary, P. 21
Ng, S. 112, 127, 133
Niehans, J. 19
Nurkse, R. 62

Obstfeld, M. 21, 23, 28, 29, 39, 65
O'Connell, P. G. J. 19
Ohno, K. 47
Osterwald-Lenum, M. 138

Perron, P. 112, 116, 127, 133
Porath, D. 19
Prasad, E. 65
Purvis, D. D. 41

Quah, D. 118

Razin, A. 41
Reimers, H.-E. 136
Rogoff, K. 19, 21, 23, 28, 29, 39, 65
Romer, D. 166
Rose, K. 41
Rothenberg, T. J. 131, 132
Rush, M. 112

Saint Marc, M. 117
Sala-i-Martin, X. 25, 29, 119, 120, 164
Samuelson, P. A. 19
Sauernheimer, K. 33, 35, 38, 41, 46–48, 55, 82, 89, 115–117, 140
Shiller, R. 112
Siebert, H. 147
Sosvilla-Rivero, S. 127, 130
Stein, J. L. 20, 23, 26, 27, 29, 33, 35, 38, 40, 41, 43, 45–48, 60, 62, 72, 82, 85, 89, 115–117, 140
Stock, J. H. 131, 132
Stockman, A. C. 21
Strauß, H. 124
Svensson, L. E. O. 41

Tirole, J. 28
Tokarick, S. P. 113
Turner, P. 113

Van't dack, J. 113

Williamson, J. 22
Wren-Lewis, S. 22
Wu, J.-L. 35
Wyplosz, C. 21, 41, 148

Yoshikawa, H. 48
Young, A. A. 120
Yuen, C. 41

Zhou, S. 48

Sachregister

- Abschreibung 28
- Absorption 36, 39, 40, 61, 99
- Abwertung 47, 57, 58, 143, 146 – 148
- ADF-Test 116, 126 – 133
- ADL-Modell 152
- Agent, repräsentativer 21
 - s. a. Individuum, repräsentatives
- Akaike-Kriterium (AIC) 134, 135, 137
- Angebot, gesamtwirtschaftliches 44, 143
- Anpassungspfad 60, 80, 82, 152 – 154, 159
 - s. a. Zeitpfad
- Anteilseigner 28
- Arbeit, unqualifizierte 48
- Arbeitnehmer 119
- Arbeitsangebot 50
- Arbeitseinkommen 38
- Arbeitseinkommensanteil 119, 179
- Arbeitseinsatz 24, 31, 50, 53, 54, 85
- Arbeitskraft 32
- Arbeitslosigkeit, strukturelle 18
- Arbeitsmarkt 38, 62
- Arbeitsproduktivität 85, 117
- Arbeitsvolumen 119, 179
- ARCH-Test 135
- Arrow-Pratt-Maß 37
- Asset 33, 36 – 39, 77
- Aufwertung 33, 47, 57, 146 – 148
- Ausgabenanteil 46
- Auslandseinkommen 131
- Auslandsgut 43
- Auslandsverschuldung 61, 64
 - s. a. Nettoauslandsverschuldung
- Auslastungsgrad 148
 - s. a. Kapazitätsauslastung
- Außenbeitrag 18
- Außenwert, realer 113, 115, 146 – 148
- Autokorrelation 134, 135, 152
- Balassa-Samuelson-Hypothese 19**
- Barwert 164
- Bestandsgröße, Bestandsvariable 20 – 22, 30, 56, 62, 71
- Bretton-Woods-System 112, 125, 145, 148
- Brownsche Bewegung 37
- Bruttoanlageinvestitionen 179
- Bruttoanlagevermögen 119, 179, 180
- Bruttoinlandsprodukt 28, 36, 52, 58, 168, 180
- Bruttoinvestition 25, 28, 179
- Bruttosozialprodukt 28, 36, 73, 168
- Bruttowertschöpfung 117, 118
- Budgetbeschränkung, Budgetrestriktion 37, 40
- Budgetentwurf 183
- Bundesländer, neue 116, 118, 122, 147
- CES-Produktionsfunktion 31**
- Cobb-Douglas-Produktionsfunktion 117, 119, 120
- crowding-out 79
- CRR- Nutzenfunktion 27
- current-value-Hamiltonfunktion 164
- DDR 115, 147**
- Desinvestition 53
- Determinante 69, 70, 73, 171, 172
- Deutsche Bundesbank 35, 113, 114, 179 – 181
- Devisenmarkt 17
- DF-GLS-Test 126, 131, 132
- Dickey / Fuller-Schätzgleichung 126
- Dienstleistungsbilanz 99, 101
- Differentialgleichung 165
- Differentialgleichung, stochastische 37
- Differentialgleichungssystem 65, 69
- Diskontfaktor 29
- Diversifizierung 38
- Dollarkurs 17
- Drift (-Term) 130, 135, 150

- Dummy (-Variable) 137, 150, 183 – 186
 Durchschnitt, gleitender 116, 117
 Eigenvektor 136
 Eigenwert 136
 Einfuhrpreis 121, 180
 – s. a. Importgüterpreis
 Ein-Gut-Welt 21, 41, 44
 Einheitswurzeltest 112, 125 – 127, 133
 – s. a. Integrationstest
 Einkommen 36, 39, 119
 Einkommenseffekt 39
 Element, autoregressives 135, 150
 Element, deterministisches 126, 127, 130 –
 133, 135, 136, 138, 150
 Entwicklungsland 19
 Ernährungswirtschaft 181
 Ersparnis 20, 21, 28, 32, 36
 Ertrag 32
 Erwartungen, rationale 21
 Erwartungen, statische 30
 Erwartungsnutzen 36
 Erwartungswert 30, 34, 36
 Erwerbstätiger 119
 Euro 17, 18, 112, 161, 162
 Europäische Währungsunion (EWU) 18, 35,
 162
 Europäische Zentralbank 162
 Europäischer Binnenmarkt 147
 Europäisches Währungssystem (EWS) 18,
 112, 148, 149, 162
 EWS-Krise 18, 148, 149, 162
 Exogenität, schwache 134, 139 – 142, 161,
 162
 Expansionspfad 49, 53, 54
 Export
 – s. Exportwert
 Exportelastizität, Exportnachfrageelastizität
 22, 47
 – s. a. Preiselastizität der Exportnachfrage
 Exportgut 18, 47, 51, 52, 113
 Exportgütermarkt, Exportmarkt 47, 51, 124,
 160
 Exportgüterpreis, Exportpreis 47, 113, 176
 Exportvolumen 124, 181
 Exportwert 42, 43
 $\dot{F}=0$ -Kurve 66, 68, 69, 173
 Faktorproduktivität, totale 117 – 120, 140,
 147, 148
 Federal Reserve Bank 146
 FEER 22
 Fehlerkorrekturkoeffizient 139, 142, 152
 Fehlerkorrekturmodell 111, 149 – 152, 162
 Fehlerkorrekturterm 135, 149 – 151
 FEREX-Modell 72
 Fertigwaren 121, 122, 124, 147, 148
 Finanzmarkt 34
 Fiskalpolitik 76, 79, 146
 Fixkurssystem 58, 112
 Fokus, stabiler 72, 173
 Fortschritt, Harrod-neutraler technischer 31,
 117, 118, 120
 Fortschritt, Hicks-neutraler technischer 117,
 118
 Fortschritt, technischer 31, 84, 85, 118, 140,
 143
 Frequenz 112
 Funktion, implizite 73
 Funktionenregel, implizite 73
 Funktionentheorem, implizites 73
 Geary-Khamis-Schätzung 181
 Geldmarkt 21, 62
 Geldmarktgleichgewicht 20, 33
 Geldmenge 19, 58
 Geschmacksparemeter 42, 44, 123 – 125,
 181
 Geschmacksverlagerung 94, 95, 105, 106,
 123, 124
 Glättung, exponentielle 180
 Glättungskonstante 180
 Gläubiger, Gläubigerland 79, 99
 Gleichgewicht, langfristiges 20, 62, 139
 – s. a. steady-state
 Gleichgewicht, mittelfristiges 56, 58, 59, 61,
 62, 74
 Gleichgewichtskurs, Gleichgewichtswert
 des Wechselkurses, gleichgewichtiger
 realer Wechselkurs 17, 18, 20 – 22, 72,
 143 – 148
 Granger-Kausalität 46
 Grenznutzen 28
 Grenznutzenelastizität des Konsums 37
 Grenzproduktivität 29 – 32, 52 – 54

- growth accounting 117, 140, 148
 - s. a. Wachstumsbuchhaltung
- Gut, handelbares / nicht-handelbares 18, 19, 21, 46, 113
- Güterarbitrage 19
- Gütermarkt 17, 20, 57, 58
- Gütermarktgleichgewicht 32, 57, 58, 62, 168
- Gütermarktgleichgewichtsbedingung 20, 23, 32, 35, 44, 45, 55
- Güterpreis 18, 20, 58, 77, 162
- Halbwertszeit 152
- Handelsbilanz 41 – 44, 51
- Handelsbilanzdefizit 74
- Handelsbilanzreaktion, normale 42, 175
 - s. a. Normalreaktion
- Handelsbilanzsaldo 21, 41 – 44
- Handelsbilanzüberschuß 36, 74, 77, 82, 143
- Hannan-Quinn-Kriterium (HQC) 134, 137
- Heteroskedastie 112, 134, 135
- Hodrick-Prescott-Filter 145
- Homogenität, lineare 24, 49, 50, 117, 119, 164
- Humankapital, Humanvermögen 32, 118
- ifo-Schnelldienst 180
- Importangebotselastizität 47
- Importelastizität 22
 - s. a. Preiselastizität der Importnachfrage
- Importgut 41, 42, 47, 48, 64
- Importgütermarkt 47, 48, 51
- Importgüterpreis 47
 - s. a. Einfuhrpreis
- Importmenge 42
- Importquote, marginale 44
- Importsubstitutionsgut 18
- Importwert 42, 51
- Impuls-Antwort-Analyse 47
- Impuls-Dummy (-Variable) 137, 140, 150, 151, 183, 186
- Individuum, repräsentatives 36, 38, 39, 41, 44
 - s. a. Agent, repräsentativer
- Industrieland 19, 71, 114
- Inflation, Inflationsrate 19, 121, 145 – 147, 183
- Inflationsdifferenz 17, 19
- Inflationsvorsprung 17
- Informationskriterium 134, 135, 141
- Inlandsgut 21, 41 – 43, 50, 51, 58
- Inputfaktor 48, 50, 148
- Inputkoeffizient 49, 50, 52 – 56, 121, 122
 - s. a. Rohstoff-Inputkoeffizient
- Inputmenge 48
- Instabilität 71, 125
- Installationskosten (des Kapitals) 29, 30, 164, 166, 167
- Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 179
- Integrationstest 112, 137
 - s. a. Einheitswurzeltest
- International Monetary Fund (IMF) 17, 180 – 182
- Investition 20, 26 – 32, 52, 56, 73, 164
- Investitionseffekt 57, 61, 175
- Investitionsentscheidung 28, 29, 81
- Investitionsfunktion 23, 31, 52, 63, 164, 166
- Investitionsgut 41, 44, 85, 124, 164
- Investitionspfad 30
- Investitionsplan 24, 25
- Investitionsstruktur 41
- Investitionsverhalten 29, 31, 41, 53, 167
- Investitionsvolumen 62, 82, 97, 99
- Itos Lemma 37
- IX-Gerade, IX-Kurve 57, 61, 171
- Jacobi-Matrix 69, 70, 73, 171, 172
- Japan 64, 65, 181
- Johansen-Verfahren 134 – 136, 143, 183
- $\dot{K}$ = -Kurve 65, 66, 71 – 73, 173
- Kapazitätsauslastung 119, 148, 180
 - s. a. Auslastungsgrad, Vollausslastung der Kapazitäten
- Kapital 29, 38, 50, 59, 60, 118, 119
 - s. a. Kapitalstock
- Kapitalakkumulation 25, 31, 46, 56, 71
- Kapitalangebot 59, 60
- Kapitalbewegungen, internationale 28
- Kapitalbilanz 57, 60, 68, 73
- Kapitaleinkommensanteil 119, 120
- Kapitaleinsatz 50, 78, 110, 118 – 120
- Kapitalgut 30, 32
- Kapitalintensität 24 – 27, 31, 32, 64, 147
- Kapitalmarkt 29, 33, 109, 120, 121

- Kapitalmarktzins 35, 110, 183
- s. a. Realzins, Weltkapitalmarktzins
- Kapitalmobilität, internationale 34
- Kapitalnachfrage 59, 60
- Kapitalstock 20, 24, 32, 40, 62, 63, 110, 119, 179
- s. a. Kapital
- Kapitalströme, spekulative 17, 20, 33
- Kaufkraftparitätentheorie 18, 19, 34, 75, 107
- Knoten, stabiler 72, 173
- Kointegration 111
- Kointegrationsanalyse 34, 47, 129, 134, 150, 183
- Kointegrationstest 112, 124, 186
- Konjunktur(-zyklus) 21, 146, 147
- Konkurrenz, vollkommene bzw. vollständige 46, 114, 119
- Konsum 24, 36–41, 55, 124
- Konsumeffekt 40
- Konsumentenpreisindex 121
- Konsumentenrealeinkommen 41
- Konsumententscheidung 28, 29, 37
- Konsumfunktion 23, 36, 38, 39, 44
- Konsumgut 30, 32, 42, 48, 51, 164
- Konsumgüterimport 76, 78, 80, 121
- Konsumniveau 41–44, 94, 106, 160, 181
- Konsumniveau-Effekt 43
- Konsumquote 25, 115, 116
- Konsumstruktur 42
- Konsumverhalten 36, 41, 42
- Kontrolltheorie 25
- Korrelation 28, 64, 65, 108, 126, 140
- Korrelationskoeffizient 126
- Kostenindex 114
- KQ-Methode 150
- Kredit, Kreditaufnahme 37, 59, 109
- λ -max-Statistik 136, 138, 141, 142
- Laursen-Metzler-Effekt 41
- Leistungsbilanz 18, 20, 56–58, 60, 74
- Leistungsbilanzdefizit 18, 20, 33, 57
- Leistungsbilanzeffekt 57, 58, 61, 175
- Leistungsbilanzüberschuß 20, 32, 33, 36, 57, 58, 60, 68
- Leistungsbilanzverbesserung 63, 87, 91, 99, 101, 107
- Leistungsbilanzverschlechterung 58, 63, 76–79, 87, 107
- Likelihood-Ratio-Test 134, 139, 142
- LM-Test 135
- Lohnstückkosten, Lohnstückkostenindex 46, 113, 114
- Macht (eines Tests) 112, 116, 126, 131
- Marshall-Lerner-Bedingung 42
- Maximum-Likelihood-Schätzung 134, 183
- Misalignment 17, 18, 111, 144, 145, 150, 152, 163
- Modellvariante 135–143, 150, 186
- Moving-Average-Element 135
- Multikollinearität 126, 140
- Multiplikator, langfristiger 76, 111, 143
- Multiplikator, mittelfristiger 63, 75, 111, 143, 149, 152
- Nachfrage, gesamtwirtschaftliche, Gesamtnachfrage 44, 57, 58, 61, 148
- Nachfrageelastizität 47
- Nachfrageverlagerung, -verschiebung 44, 107
- NATREX 20, 62, 74, 143, 146–148
- NATREX-Ansatz, -Konzept, -Modell 20–23, 28, 32–46, 48, 55, 60, 75, 82, 89, 106–107, 168
- Nettoauslandsforderung 32, 38, 44, 65, 98, 100, 101
- Nettoauslandsschuld, Nettoauslandsverschuldung 20, 23, 32, 33, 39, 40, 64
- s. a. Auslandsverschuldung
- Nettogrenzproduktivität des Kapitals 52, 74, 76, 77, 79, 167
- Nettoinlandsprodukt 28
- Nettoinvestition 20, 28, 31, 62
- Nettokapitalexport 20, 33, 40, 57, 58, 68, 146
- Nettokapitalimport 33, 40, 56, 57, 107, 145
- Nettoneuverschuldung 40
- Nettoproduktion 28
- Nettoschuldner 41, 100
- s. a. Schuldner
- Nettosozialprodukt 28
- Nichtnormalität 134, 183, 186
- Nichtstationarität 34, 126, 130, 133

- Normalreaktion 18, 78, 175
 – s. a. Handelsbilanzreaktion, normale
 Normalverteilung 127, 130, 135, 136, 183
 Notenbank 58
 – s. a. Zentralbank
 Nutzen 21, 24, 26
 Nutzeneinheit 29
 Nutzenfunktion 24, 27, 37, 44
 Nutzenfunktion, logarithmische 37, 44, 98, 100

 Offenheitsgrad 18, 111
 Ölkrise, Ölpreisschock 97, 145–147, 149, 162, 186
 Opportunitätskosten 164
 Output 26, 31, 48, 50, 52–54, 118
 Outputeinheit 29
 Outputmenge 50

 Panel-Einheitswurzeltest 19
 pass-through 47
 PB-Gerade, PB-Kurve 59, 97, 99
 Pfund, britisches 18
 Phasendiagramm 65
 Planer, gesamtgesellschaftlicher bzw. sozialer 24–26, 29
 Portfolio 36, 37, 77
 Portfolio-Entscheidung 35
 Portfolio-Gleichgewicht 33, 34, 58, 59, 99
 Portfoliostruktur 37
 Preiselastizität der Exportnachfrage 47
 – s. a. Exportelastizität
 Preiselastizität der Importnachfrage 47
 – s. a. Importelastizität
 Preiselastizität des Exportangebots 47
 Preiselastizität des Importangebots 47
 Preisindex 19, 41, 114, 137, 186
 Preisindex für die Lebenshaltung 113, 115, 179
 Preisniveau 21, 58, 125, 175
 pricing-to-market 114
 productivity slowdown 119
 Produktion 24–28, 36, 52–56, 119, 124, 148
 Produktionseffekt 40
 Produktionselastizität, partielle 117, 119
 Produktionsfaktor 118, 160
 Produktionsfunktion 23–27, 31, 48–51, 117–120, 164
 Produktionsfunktion, linear homogene 119, 164
 Produktionsprozeß 32, 48, 50, 78, 91, 107, 110, 166
 Produktionsstruktur 19, 52
 Produktivität 26, 53, 54, 83, 86, 118
 Produktivitätskoeffizient, Produktivitätsparameter 24, 53, 85, 117, 118, 179
 Produktivitätsschock 117, 147
 Programmierung, dynamische 26, 37
 Prozeß, autoregressiver 149
 Prozeß, exponentieller stochastischer 37
 Prozeß, nichtstationärer
 – s. Nichtstationarität
 Prüfgröße 127, 130, 136, 138, 142, 186
 p-Wert 152

 Qualität der (Produktions-)Faktoren 118

 Rationalverhalten 31
 Realeinkommen 41, 52, 76, 97
 Realignment 148
 Realzins, Realzinssatz 29, 33–35, 38, 74, 121, 180, 185
 – s. a. Kapitalmarktzins, Weltkapitalmarktzins
 Realzinsdifferenz 46, 59–61, 77, 99, 121, 131
 Realzinskonvergenz 23, 35, 45, 55, 121, 131
 Reimers-Korrektur 136, 138, 141, 142, 186
 Relativpreiseffekt 78, 79, 82, 86, 101
 Rendite 28, 36, 37, 39
 Residualeigenschaften 134, 135, 137, 141, 150, 183
 Ricardianische Äquivalenz 76, 163
 Risikoaversion, relative 37, 39
 Risikoprämie 33, 34, 45, 46
 Robinsonbedingung 42
 Rohstoff 48, 58, 95, 96, 122, 146, 147
 Rohstoffanteil 48, 91
 Rohstoffeffizienz 50, 54, 89–92, 96, 97, 110, 176
 Rohstoffeinfuhr, Rohstoffimport 48, 51, 84, 85, 118, 145, 146, 180
 Rohstoffeinfuhrpreis 121
 Rohstoffeinsatz 50, 53–56, 66, 78, 107

- Rohstoffimportfaktor 123, 143, 183, 184, 186
- Rohstoff-Inputkoeffizient 55, 84, 110, 114, 123, 131, 146, 159
- s. a. Inputkoeffizient
- Rohstoffmarkt 50
- Rohstoffmenge 50, 53
- Rohstoffpreis 51, 52, 96, 97, 121, 145, 146, 148
- Sachverständigenrat (zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung) 145, 148, 183, 186
- Saisonalität, Saisonkomponente, Saisonschwankung 116, 180
- Sattelpfad 25–27, 69, 71
- Schattenpreis (des Kapitals) 29, 164
- Schuldenkrise 40
- Schuldenquote 40
- Schuldner, Schuldnerland 79, 100
- s. a. Nettoschuldner
- Schwarz-Bayes-Kriterium (SBC) 134, 135, 137
- Selbständiger 119
- Sensitivitätsanalyse 138, 149, 183, 186
- Skalenparameter 117
- Sozialkosten 119
- Sparfunktion 36, 39–41, 43, 52, 63
- Sparquote 68
- Sparverhalten 33
- Sparvolumen 97
- Spezialisierung 18, 107, 160
- Sprungvariable 71
- Spur 69, 172, 173
- Staat 33, 117, 163
- Staatsanleihe 121
- Staatsausgaben 145, 183
- Staatskonsum 40, 115
- Stabilisierungspolitik 76
- Stabilität 27, 40, 61, 67, 70–72, 173
- Stabilitätsanalyse 69, 173
- Stationarität 19, 34, 46, 111, 126, 131, 150
- Statistisches Bundesamt 179–182
- steady-state 20, 25, 40, 71, 73–75, 107–110
- s. a. Gleichgewicht, langfristiges
- Step-Dummy (-Variable) 133, 137
- Stromgleichgewicht 44
- Stromgröße 20
- Strukturbruch 112, 115, 117, 126, 133, 137, 183
- Strukturwandel 18
- suboptimal feedback control (SOFC) 26–30
- Substitutionseffekt 39
- Substitutionselastizität, intertemporale 27, 37, 39, 44
- Substitutionsprozeß 48, 78
- Subsystem, mittelfristiges 61–63, 75
- System flexibler Wechselkurse 58, 112, 125
- terms of trade 46, 47
- terms-of-trade-Effekt 41
- Tobins q, Tobinsches q 29–31, 52, 73, 99, 117
- Trace-Statistik 136, 138, 142
- Trajektorie 78–80, 86–89, 91, 100–102, 153
- Transformationsland 40
- Transversalitätsbedingung 165
- Trend, deterministischer 28, 34, 127, 130, 131, 133, 135, 142
- Trend, stochastischer 126
- Überbewertung 17, 18, 111, 145–149, 153, 162, 163
- Überschießen (des (realen) Wechselkurses) 81, 88, 153
- Unterbewertung 17, 18, 111, 146, 147, 162, 163
- Unternehmen, repräsentatives 28, 30, 164
- USA 17, 82, 120, 121, 137, 145–148
- US-Dollar 17, 146–148
- VAR-Gleichungssystem, VAR-Modell, VAR-System 134–143, 149–151, 183–186
- Variable, vorherbestimmte 56
- Vektor, kointegrierender 111, 134–143, 149–152, 161, 186
- Vektorfehlerkorrekturmodell (VECM) 135, 136, 139, 149
- Verbrauch, letzter inländischer 115, 116
- Verbraucherpreisindex 17
- Verbrauchsgüterimport 123, 124
- Verfahrensinnovation 26
- Verhaltensfunktion 20, 31, 36, 160

- Vermögen 32, 37–39, 42–44, 102, 106
- Vermögensbestandteil 32
- Vermögenseffekt 39
- Verschleiß (des Kapitalstocks) 25, 28, 164, 166
- Volatilität 112
- Vollauslastung der Kapazitäten 21, 58
 - s. a. Kapazitätsauslastung
- Vollbeschäftigungsmodell 76
- Voraussicht, unvollkommene 71
- Voraussicht, vollkommene 23, 38, 121
- Vorleistung, Vorprodukt 48, 58, 114

- Wachstumsbuchhaltung 117–119
 - s. a. growth accounting
- Währungskrise 18
- Währungsraum 33
- Währungsregime 20
- Währungsreserven 58
- Währungsunion 18, 35, 58, 112, 162
- Währungs-, Wirtschafts- und Sozialunion 115, 147
- Warenkorb 41, 113
- Wechselkurs, gleichgewichtiger
 - s. Gleichgewichtskurs
- Wechselkurs, nominaler 18–20, 47, 58, 60, 112, 125
- Wechselkurs, realer 33, 51, 74, 75, 113, 143–149, 179

- Wechselkursänderungserwartung 35
- Wechselkurs-Effekt 43
- Wechselkursmechanismus 18
- Wechselkurspolitik 17
- Weltkapitalmarktzins, Weltmarktzins 39, 46, 59, 61, 74, 77, 97
 - s. a. Kapitalmarktzins, Realzins
- Weltmarktpreis 47, 48, 50, 51
- Wertpapier 32–34, 46, 77
- Wertpapiermarkt 32, 33
- Wettbewerb, unvollkommener 46
- Wettbewerbsfähigkeit 113, 114, 179
- white noise 20, 33, 74, 126
- White-Test 135
- Wohlfahrtsanalyse 41

- Zahlungsbilanzgleichgewicht 20, 57, 58
- Zeitpfad 80, 81, 88, 92, 103, 153
 - s. a. Anpassungspfad
- Zeitpräferenzrate 24, 75–82, 104, 115, 133, 153, 179
- Zentralbank 34
 - s. a. Notenbank
- Zinseinkünfte, Zinseinnahmen 41, 67, 74, 99, 100
- Zinszahlungen 36, 40, 67, 74, 82, 100, 101
- Zwei-Güter-Modell 21, 45
- Zwei-Länder-Fall, Zwei-Länder-Modell 21, 35, 43