

Tobias Zimmermann

# Reale Konjunkturzyklen, Effizienzlöhne und die Rolle von Ölpreisschocks

Eine theoretische und empirische Analyse  
für Deutschland

Heft 81



# Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung

Vorstand:

Prof. Dr. Christoph M. Schmidt, Ph.D. (Präsident),

Prof. Dr. Thomas K. Bauer

Prof. Dr. Wim Kösters

Verwaltungsrat:

Dr. Eberhard Heinke (Vorsitzender);

Dr. Dietmar Kuhnt, Dr. Henning Osthues-Albrecht, Reinhold Schulte  
(stellv. Vorsitzende);

Prof. Dr.-Ing. Dieter Ameling, Manfred Breuer, Dr. Hans Georg Fabritius,

Prof. Dr. Harald B. Giesel, Dr. Thomas Köster, Dr. Wilhelm Koll, Dr. Thomas A.  
Lange, Tillmann Neinhaus, Dr. Torsten Schmidt, Dr. Gerd Willamowski

Forschungsbeirat:

Prof. Michael C. Burda, Ph.D., Prof. David Card, Ph.D., Prof. Dr. Clemens Fuest,

Prof. Dr. Justus Haucap, Prof. Dr. Walter Krämer, Prof. Dr. Michael Lechner,

Prof. Dr. Till Requate, Prof. Nina Smith, Ph.D.

Ehrenmitglieder des RWI Essen

Heinrich Frommknecht, Prof. Dr. Paul Klemmer †

## RWI : Schriften Heft 81

Schriftleitung: Prof. Dr. Christoph M. Schmidt, Ph.D.

Redaktionelle Bearbeitung: Joachim Schmidt

Tobias Zimmermann

Reale Konjunkturzyklen, Effizienzlöhne und die Rolle  
von Ölpreisschocks – Eine theoretische und empirische  
Analyse für Deutschland

# RWI : Schriften

Heft 81

Tobias Zimmermann

# Reale Konjunkturzyklen, Effizienzlöhne und die Rolle von Ölpreisschocks

Eine theoretische und empirische Analyse  
für Deutschland



**Duncker & Humblot · Berlin**

Die Fakultät für Wirtschaftswissenschaft der Ruhr-Universität Bochum hat diese Arbeit im Jahre 2006 als Dissertation angenommen.

Bibliografische Information der Deutschen Nationalbibliothek

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

Alle Rechte vorbehalten


© 2007 Duncker & Humblot GmbH, Berlin

Fotoprint: Berliner Buchdruckerei Union GmbH, Berlin

Printed in Germany

ISSN 0720-7212

ISBN 978-3-428-12631-6

Gedruckt auf alterungsbeständigem (säurefreiem) Papier  
entsprechend ISO 9706 

Internet: <http://www.duncker-humblot.de>

## Vorwort

Bereits Ende der siebziger Jahre wurde die bis dahin übliche theoretische und empirische Trennung zwischen lang- und kurzfristiger ökonomischer Analyse in Frage gestellt und von der Real Business Cycle (RBC)-Theorie kurze Zeit später analytisch überwunden. Der empirische Gehalt ursprünglicher RBC-Modelle erweist sich zwar insbesondere vor dem Hintergrund der dort getroffenen restriktiven Annahmen auch heute noch als erstaunlich gut. Allerdings haben sich für dieses Konzept in seiner ursprünglichen Form gravierende Erklärungsdefizite gezeigt. So weisen insbesondere die Arbeitsmärkte in entwickelten Volkswirtschaften konjunkturelle Muster auf, die von traditionellen RBC-Modellen nur ungenügend erklärt werden können.

Die vorliegende Arbeit zeigt, dass diese Mängel durch eine explizite Modellierung bestimmter Unvollkommenheiten des Arbeitsmarkts wirkungsvoll beseitigt werden können. Insbesondere führt die Annahme der Unteilbarkeit der Arbeit in Kombination mit Effizienzlöhnen zu einer besseren Erklärung konjunktureller Muster in Deutschland. Auf dieser Basis können sowohl allgemeine konjunkturelle Phänomene (*stylized facts*) als auch die absolute Höhe der Schwankungen größtenteils durch angebotsseitige Schocks (Technologie- und Ölpreisschocks) und daraus resultierende optimale Anpassungsreaktionen der Wirtschaftssubjekte beschrieben werden.

Inhaltlich legen die Ergebnisse die Vermutung nahe, dass Effizienzlöhne für die Erklärung der strukturellen Arbeitslosigkeit in Deutschland eine größere Bedeutung haben als häufig angenommen. Zudem stellen sie das in der Praxis übliche Vorgehen in Frage, den Potenzialoutput mit Hilfe eines mehr oder weniger glatten Trends zu berechnen. Hier hingegen wird der Potenzialoutput als derjenige Output definiert, der sich in einer Welt mit völlig flexiblen Löhnen und Preisen unter Berücksichtigung der (Angebots-)Schocks und der daraus folgenden Anpassungen ergibt. Ein solches Gleichgewicht müsste mit Hilfe eines RBC-Modells für die jeweilige Periode berechnet werden. Die Ergebnisse einer traditionellen Konjunkturdiagnose, welche statistische Filterverfahren verwendet, und einer theoretisch fundierten Konjunkturdiagnose auf der Grundlage von RBC-Modellen können daher zu völlig unterschiedlichen

wirtschaftspolitischen Implikationen führen. Die vorliegende Arbeit liefert damit gute Gründe für eine adäquate Berücksichtigung der Grundgedanken der RBC-Theorie bei der praktischen Konjunkturanalyse und weist auch den Weg in eine fundiertere wirtschaftspolitische Beratung.

Essen, August 2007

Rheinisch-Westfälisches Institut  
für Wirtschaftsforschung

*Christoph M. Schmidt*

## **Danksagung**

Die vorliegende Arbeit entstand während meiner Zeit als wissenschaftlicher Mitarbeiter am Lehrstuhl für Theoretische Volkswirtschaftslehre I der Ruhr-Universität Bochum in den Jahren 2002 bis 2006. Jenen, die mich während dieser Zeit begleitet und unterstützt haben, möchte ich an dieser Stelle danken.

Mein erster Dank gilt meinem Doktorvater Prof. Dr. *Wim Kösters*. Seine fachliche und persönliche Unterstützung hat maßgeblich zum Gelingen dieser Arbeit beigetragen. Außerdem gewährte er mir alle notwendigen wissenschaftlichen Freiheiten, welche die Entstehung meiner Dissertation und die Erstellung weiterer Forschungsarbeiten erst ermöglichten. Gleiches gilt für das gesamte Lehrstuhlteam, insbesondere für meine Bürokollegin *Inka Schoewe* und meine beiden anderen langjährigen Kolleginnen *Birte Pohl* und *Christina Schmidt*. Bei ihnen möchte ich mich insbesondere für die kritische Durchsicht des Manuscripts bedanken.

Prof. Dr. *Helmut Karl* möchte ich für die Übernahme des Zweitgutachtens danken. Für wertvolle Tips und Anregungen zum ökonometrischen Teil danke ich Prof. Dr. *Manfred Lösch* und Dr. *Mario Jovanović* vom Lehrstuhl für quantitative Analyse der Ruhr-Universität Bochum. Ein großer fachlicher Dank gilt außerdem meinem jetzigen Kollegen Dr. *Torsten Schmidt*. Die fruchtbaren Diskussionen auch im Rahmen gemeinsamer Forschungsarbeiten haben maßgeblich zum Gelingen dieser Arbeit beigetragen und manche Durststrecke beendet.

Zuletzt möchte ich mich bei den Menschen bedanken, die mich von Beginn des Dissertationsvorhabens bis zu seiner Fertigstellung begleitet und unterstützt haben: bei meinen Eltern, bei meiner Familie und meinen Freunden. Sie haben mich auch in schwierigen Zeiten immer unterstützt und meinen Durchhaltewillen verstärkt. Außerdem bedanke ich mich für ihr Verständnis in besonders arbeitsintensiven Phasen.

Bochum, August 2007

*Tobias Zimmermann*



# Inhaltsverzeichnis

<b>Problemstellung und Aufbau der Untersuchung</b> . . . . .	19
Erstes Kapitel	
<b>Kalibrierung und computergestützte Simulation als ökonometrisches Werkzeug</b>	27
1. Formulierung der zu beantwortenden Fragestellung . . . . .	27
2. Auswahl des Modells . . . . .	28
3. Entwicklung einer Modelllösung . . . . .	30
4. Kalibrierung . . . . .	36
5. Evaluation des Modells . . . . .	40
6. Zusammenfassung und Ausblick . . . . .	45
Zweites Kapitel	
<b>Evaluation ausgewählter RBC-Modelle anhand konjunktureller Muster in Deutschland</b> . . . . .	48
1. Datenanalyse . . . . .	49
1.1 Charakterisierung der verwendeten Zeitreihen . . . . .	49
1.2 <i>Stylized facts</i> der deutschen Konjunktur . . . . .	63
2. Ein RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit. . . . .	70
2.1 Formale Modelldarstellung . . . . .	71
2.1.1 Herleitung von Effizienzbedingungen . . . . .	71
2.1.2 Gleichgewichtsanalyse im <i>steady state</i> . . . . .	75
2.1.3 Approximative Modelllösung bei Abweichungen vom <i>steady state</i> . . . . .	78
2.2 Kalibrierung . . . . .	81
2.3 Evaluation. . . . .	83
3. Ein RBC-Modell mit Effizienzlohnsetzung und Reallohnkürzungen als Sanktionierungsinstrument . . . . .	91
3.1 Effizienzlöhne als wichtiger theoretischer Baustein . . . . .	91
3.2 Formale Modelldarstellung . . . . .	103

3.2.1	Herleitung von Effizienzbedingungen . . . . .	103
3.2.2	Gleichgewichtsanalyse im <i>steady state</i> . . . . .	113
3.2.3	Approximative Modelllösung bei Abweichungen vom <i>steady state</i> . . . . .	116
3.3	Kalibrierung . . . . .	124
3.4	Evaluation. . . . .	129
4.	Zusammenfassung . . . . .	140

### Drittes Kapitel

<b>Quantifizierung der Effekte von Ölpreisschocks für die deutsche Konjunktur mit Hilfe von RBC-Modellen . . . . .</b>	<b>145</b>
1. Datenanalyse . . . . .	148
1.1 Beschreibung der verwendeten Zeitreihen . . . . .	148
1.2 <i>Stylized facts</i> der deutschen Konjunktur . . . . .	150
2. Grundsätzliche theoretische Überlegungen . . . . .	158
3. Ein RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit und Energie als drittem Produktionsfaktor . . . . .	166
3.1 Formale Modelldarstellung . . . . .	167
3.1.1 Herleitung von Effizienzbedingungen . . . . .	167
3.1.2 Gleichgewichtsanalyse im <i>steady state</i> . . . . .	168
3.1.3 Approximative Modelllösung bei Abweichungen vom <i>steady state</i> . . . . .	171
3.2 Kalibrierung . . . . .	176
3.3 Evaluation. . . . .	179
4. Ein RBC-Modell mit Effizienzlohnsetzung, Reallohnkürzungen als Sanktionierungsinstrument und Energie als drittem Produktionsfaktor . . . . .	185
4.1 Formale Modelldarstellung . . . . .	186
4.1.1 Herleitung von Effizienzbedingungen . . . . .	186
4.1.2 Gleichgewichtsanalyse im <i>steady state</i> . . . . .	189
4.1.3 Approximative Modelllösung bei Abweichungen vom <i>steady state</i> . . . . .	192
4.2 Kalibrierung . . . . .	200
4.3 Evaluation. . . . .	204
5. Zusammenfassung . . . . .	214

### Viertes Kapitel

<b>Schlussbemerkungen . . . . .</b>	<b>219</b>
<b>Literaturverzeichnis . . . . .</b>	<b>225</b>
<b>Sachregister . . . . .</b>	<b>234</b>

## Verzeichnis der Tabellen

Tabelle 1:	Ergebnisse der Holden-Perman-Prozedur in Bezug auf die logarithmierten Zeitreihen . . . . .	53
Tabelle 2:	Ergebnisse der Holden-Perman-Prozedur in Bezug auf die ersten Differenzen der logarithmierten Zeitreihen . . . . .	54
Tabelle 3:	Ergebnisse der Johansen-Tests auf bivariate Kointegration . . . . .	58
Tabelle 4:	Relative Standardabweichungen und Korrelationen ausgewählter Variablen des Quartalsdatensatzes. . . . .	65
Tabelle 5:	Korrelationen und Autokorrelationen ausgewählter Variablen des Quartalsdatensatzes . . . . .	67
Tabelle 6:	Parameterwerte des <i>indivisible labor</i> -Modells . . . . .	83
Tabelle 7:	<i>Steady state</i> -Eigenschaften des <i>indivisible labor</i> -Modells . . . . .	84
Tabelle 8:	Relative Standardabweichungen und kontemporäre Korrelationen ausgewählter Variablen des <i>indivisible labor</i> -Modells mit dem Output . . . . .	85
Tabelle 9:	Kontemporäre Korrelationen ausgewählter Variablen des <i>indivisible labor</i> -Modells mit der Beschäftigung und Autokorrelationen erster Ordnung . . . . .	86
Tabelle 10:	Konsum der privaten Haushalte unterteilt nach Bildungsniveaus. . . . .	125
Tabelle 11:	Verteilung der Arbeitslosen auf die verschiedenen Bildungsniveaus . . . . .	126
Tabelle 12:	Parameterwerte der Modelle. . . . .	128
Tabelle 13:	<i>Steady state</i> -Eigenschaften des Effizienzlohnmodells . . . . .	130
Tabelle 14:	Relative Standardabweichungen ausgewählter Variablen des Effizienzlohnmodells . . . . .	130
Tabelle 15:	Kontemporäre Korrelationen ausgewählter Variablen des Effizienzlohnmodells mit dem Output. . . . .	132
Tabelle 16:	Kontemporäre Korrelationen ausgewählter Variablen des Effizienzlohnmodells mit der Beschäftigung . . . . .	133

Tabelle 17:	Autokorrelationen erster Ordnung ausgewählter Variablen des Effizienzlohnmodells . . . . .	134
Tabelle 18:	Absolute und relative Standardabweichungen ausgewählter Variablen in beiden Datensätzen . . . . .	152
Tabelle 19:	Korrelationen und Autokorrelationen ausgewählter Variablen in beiden Datensätzen . . . . .	153
Tabelle 20:	Parameterwerte des erweiterten <i>indivisible labor</i> -Modells . . . . .	178
Tabelle 21:	<i>Steady state</i> -Eigenschaften des erweiterten <i>indivisible labor</i> -Modells . . . . .	179
Tabelle 22:	Relative Standardabweichungen und Korrelationen ausgewählter Variablen des erweiterten <i>indivisible labor</i> -Modells mit dem Output . . . . .	180
Tabelle 23:	Korrelationen ausgewählter Variablen des erweiterten <i>indivisible labor</i> -Modells mit dem Ölpreis und Autokorrelationen erster Ordnung . . . . .	181
Tabelle 24:	Standardabweichungen ausgewählter Variablen des erweiterten <i>indivisible labor</i> -Modells mit und ohne Technologieschocks . . . . .	183
Tabelle 25:	Parameterwerte der erweiterten Modelle . . . . .	203
Tabelle 26:	<i>Steady state</i> -Eigenschaften ausgewählter Variablen der erweiterten Modelle . . . . .	205
Tabelle 27:	Relative Standardabweichungen ausgewählter Variablen der erweiterten Modelle . . . . .	205
Tabelle 28:	Korrelationen ausgewählter Variablen der erweiterten Modelle mit dem Output . . . . .	206
Tabelle 29:	Korrelationen ausgewählter Variablen der erweiterten Modelle mit dem Ölpreis . . . . .	207
Tabelle 30:	Autokorrelationen erster Ordnung ausgewählter Variablen der erweiterten Modelle . . . . .	208
Tabelle 31:	Standardabweichungen ausgewählter Variablen der erweiterten Modelle . . . . .	209
Tabelle 32:	Standardabweichungen ausgewählter Variablen der erweiterten Modelle ohne Technologieschocks . . . . .	210

## Verzeichnis der Schaubilder

Schaubild 1: Kalibrierung und Evaluation. . . . .	46
Schaubild 2: BIP und ausgewählte Komponenten . . . . .	52
Schaubild 3: Konsum und Investitionen in Relation zum BIP . . . . .	55
Schaubild 4: Reallöhne und Kapitalstock in Relation zum BIP . . . . .	56
Schaubild 5: Gesamtwirtschaftliche Beschäftigung. . . . .	59
Schaubild 6: Komponenten der gesamtwirtschaftlichen Beschäftigung. . . . .	60
Schaubild 7: HP-Trend und -Zyklus am Beispiel des BIP. . . . .	63
Schaubild 8: Korrelation zwischen Reallohn sowie Arbeitsproduktivität und Output . . . . .	68
Schaubild 9: Korrelation zwischen Reallohn sowie Arbeitsproduktivität und Beschäftigung . . . . .	69
Schaubild 10: Korrelation zwischen Reallohn sowie Arbeitsproduktivität und Output im <i>indivisible labor</i> -Modell . . . . .	87
Schaubild 11: Korrelation zwischen Reallohn sowie Arbeitsproduktivität und Beschäftigung im <i>indivisible labor</i> -Modell . . . . .	89
Schaubild 12: Impuls-Antwort-Funktionen nach einem einmaligen Anstieg der totalen Faktorproduktivität um 1% im <i>indivisible labor</i> -Modell . . . . .	90
Schaubild 13: Darstellung des Effizienzlohns. . . . .	92
Schaubild 14: Gleichgewicht auf einem Effizienzlohnarbeitsmarkt. . . . .	94
Schaubild 15: Korrelation zwischen Reallohn sowie Arbeitsproduktivität und Output im Effizienzlohnmodell . . . . .	136
Schaubild 16: Korrelation zwischen Reallohn sowie Arbeitsproduktivität und Beschäftigung im Effizienzlohnmodell . . . . .	138
Schaubild 17: Impuls-Antwort-Funktionen nach einem einmaligen Anstieg der totalen Faktorproduktivität um 1% im <i>indivisible labor</i> - und im Effizienzlohnmodell . . . . .	139
Schaubild 18: Energieeinsatz. . . . .	150

Schaubild 19: Realer Ölpreis. . . . .	151
Schaubild 20: Impuls-Antwort-Funktionen nach einem einmaligen Anstieg des Ölpreises um 1% im VAR-Modell. . . . .	156
Schaubild 21: Energiewert im Verhältnis zum Output . . . . .	165
Schaubild 22: Impuls-Antwort-Funktionen nach einem einmaligen Anstieg des Ölpreises um 1% im VAR-Modell und im <i>indivisible labor</i> -Modell . . . . .	184
Schaubild 23: Impuls-Antwort-Funktionen nach einem einmaligen Anstieg des Ölpreises um 1% in den erweiterten Modellen . . . . .	212

## Verzeichnis der Übersichten

Übersicht 1: Ausgewählte theroretische Erweiterungen des RBC-Grundmodells . . . . .	100
Übersicht 2: Ausgewählte DSGE-Modelle mit Ölpreisschocks . . . . .	163

## Verzeichnis der Abkürzungen

AIC-Kriterium	Akaike's Information Criterion
AR(1)-Prozess	autoregressiver Prozess erster Ordnung
BIC-Kriterium	Bayesian Information Criterion
BIP	Bruttoinlandsprodukt
BTU	Burn Time Unit
CES	Constant Elasticities of Scale
c.p.	ceteris paribus
DSGE-Modell	dynamisches stochastisches allgemeines Gleichgewichtsmodell
EVS	Einkommens- und Verbrauchsstichprobe
GMM	General Method of Moments
HQ-Kriterium	Hannan-Quinn-Kriterium
HP-Filter	Hodrick-Prescott-Filter
Htsd	hunderttausend
IEA	International Energy Agency
IRF	Impuls-Antwort-Funktion
MA	Moving Average
ML	Maximum Likelihood
MSE	Mean Square Error
NSC	No-Shirking Condition
OECD	Organisation for Economic Co-Operation and Development
OLS	Ordinary Least Squares
RBC	Real Business Cycle
SME	Standard Method of Moments
SIC-Kriterium	Schwarz-Kriterium
USA	Vereinigte Staaten von Amerika
VAR-Modell	Vectorautoregressives Modell

## Verzeichnis der Variablen

$A, A_1, A_2$	Koeffizientenmatrizen der endogenen Variablen des VAR-Modells
$\hat{A}_t$	totale Faktorproduktivität
$\tilde{A}_t$	prozentuale Abweichung der totalen Faktorproduktivität vom <i>steady state</i>
$a_0, a_1, a_2$	Koeffizienten der ADF-Testgleichungen
$B$	Koeffizientenmatrix der exogenen Variable des VAR-Modells
$B^m$	Backshift-Operator, d.h. der Erwartungswert um $m$ Perioden verzögert
$B_t$	Energieeinsatz
$b_t$	stationarisierter bzw. trendbereinigter Energieeinsatz
$b$	Energieeinsatz im <i>steady state</i>
$\hat{b}_t$	prozentuale Abweichung des Energieeinsatzes vom <i>steady state</i>
$b_i$	Koeffizienten der ADF-Testgleichungen
$C_t$	gesamtwirtschaftlicher Konsum
$c_t$	stationarisierter bzw. trendbereinigter gesamtwirtschaftlicher Konsum
$c$	gesamtwirtschaftlicher Konsum im <i>steady state</i>
$\hat{c}_t$	prozentuale Abweichung des gesamtwirtschaftlichen Konsums vom <i>steady state</i>
$C_t^e$	Konsum von Familienmitgliedern bei voller Entlohnung
$c_t^e$	stationarisierter bzw. trendbereinigter Konsum von Familienmitgliedern bei voller Entlohnung
$c^e$	Konsum von Familienmitgliedern bei voller Entlohnung im <i>steady state</i>
$\hat{c}_t^e$	prozentuale Abweichung des Konsums von Familienmitgliedern bei voller Entlohnung vom <i>steady state</i>
$c_t^f$	stationarisierter bzw. trendbereinigter Familienkonsum
$c^f$	Familienkonsum im <i>steady state</i>
$\hat{c}_t^f$	prozentuale Abweichung des Familienkonsums vom <i>steady state</i>
$C_t^u$	Konsum arbeitsloser Familienmitglieder
$c_t^u$	stationarisierter bzw. trendbereinigter Konsum arbeitsloser Familienmitglieder



$c^u$	Konsum arbeitsloser Familienmitglieder im <i>steady state</i>
$\hat{c}_i^u$	prozentuale Abweichung des Konsums arbeitsloser Familienmitglieder vom <i>steady state</i>
$\frac{c^e}{c^u}$	<i>Verhältnis der genannten Variablen im Gleichgewicht</i>
$d$	Wahrscheinlichkeit, als Drückeberger identifiziert zu werden
$E_i$	Erwartungswert im Zeitpunkt $i$
$e_i$	vertraglich vereinbarte Arbeitsanstrengung
$\tilde{e}_i$	tatsächliche Arbeitsanstrengung
$e$	Arbeitsanstrengung im Gleichgewicht
$\hat{e}_i$	Vektor der prozentualen Abweichungen der exogenen Variablen vom <i>steady state</i>
$\hat{F}_i$	Vektor der Abweichungen Nicht-State- oder exogenen Variablen vom <i>steady state</i>
$F(-)$	Produktionsfunktion
$F_u$	Koeffizient der Modelllösung, der die Reaktion von $\hat{f}_i$ auf Veränderungen von $\hat{u}_i$ beschreibt
$F_{s_1}$	Koeffizient der Modelllösung, der die Reaktion von $\hat{f}_i$ auf Veränderungen von $\hat{s}_{1t}$ beschreibt
$F_{s_2}$	Koeffizient der Modelllösung, der die Reaktion von $\hat{f}_i$ auf Veränderungen von $S_{2t}$ beschreibt
$F_e$	Koeffizient der Modelllösung, der die Reaktion von $\hat{f}_i$ auf Veränderungen von $\hat{e}_i$ beschreibt
$\hat{f}_i$	Vektor der prozentualen Abweichungen der Nicht-State-, -Co-State-, -Kontroll- oder -exogenen Variablen vom <i>steady state</i>
$H$	Koeffizient der State-Space-Form, der die Reaktion von $\hat{F}_i$ auf Veränderungen von $\hat{S}_i$ beschreibt
$h$	Arbeitsstunden pro Arbeitnehmer
$I_t$	Investitionen
$\tilde{i}_t$	stationarisierte bzw. trendbereinigte Investitionen
$i$	Investitionen im <i>steady state</i>
$\hat{i}_t$	prozentuale Abweichung der Investitionen vom <i>steady state</i>
$IRF_{ij}(k)$	Reaktion einer Variablen $i$ auf eine Veränderung einer exogenen Variablen $j$ im Zeitpunkt $t-k$
$IRF_{ij}^S(k)$	Reaktion einer State-Variablen $i$ auf eine Veränderung einer exogenen Variablen $j$ im Zeitpunkt $t-k$
$IRF_{ij}^F(k)$	Reaktion einer Nicht-State-Variablen $i$ auf eine Veränderung einer exogenen Variablen $j$ im Zeitpunkt $t-k$
$K_t$	Kapitalstock
$k_t$	stationarisierte bzw. trendbereinigte Kapitalstock
$k$	Kapitalstock im <i>steady state</i>
$\hat{k}_t$	prozentuale Abweichung des Kapitalstocks vom <i>steady state</i>
$L_t$	Anteil der Nicht-Beschäftigten

$M$	quadratische Matrix der State-Space-Form der DSGE-Modelle, welche die Reaktion von $S_{t+1}$ auf Veränderungen von $S_t$ beschreibt
$M_{ij}$	Teile der Matrix $M$
$M_{ce}, M_{cs}, M_{cc}$	$M$ -Matrizen zur Berechnung der Modelllösung
$\frac{M_{ss}^0}{M_{ss}^1}, \frac{M_{ss}^1}{M_{ss}^0}, \frac{M_{sc}^0}{M_{sc}^1}, \frac{M_{sc}^1}{M_{sc}^0}, M_{se}^0, M_{se}^1$	Funktionen der $M$ -Matrizen zur Berechnung der Modelllösung
$N_t$	Anteil der Beschäftigten
$\hat{N}$	Anteil der Beschäftigten im <i>steady state</i>
$\hat{N}_t$	prozentuale Abweichung des Anteils der Beschäftigten vom <i>steady state</i>
$\sim N(-)$	Normalverteilung
$N_t^{sh}$	Anteil der „Drückeberger“
$n_s$	Anzahl der linear unabhängigen Eigenvektoren der Matrix $W$
$n_{s_1}$	Anzahl der Eigenwerte der Matrix $\Delta$ , die kleiner als eins sind
$n_{s_2}$	Anzahl der Eigenwerte der Matrix $\Delta$ , die größer als eins sind
$P$	Matrix, deren Spalten die unabhängigen und mit dem jeweiligen Eintrag von $\Delta_w$ korrespondierenden Eigenvektoren von $W$ darstellen
$P_M$	Matrix, deren Spalten die unabhängigen und mit dem jeweiligen Eintrag von $\Delta_M$ korrespondierenden Eigenvektoren von $M$ darstellen
$P_{11}, P_{12}, P_{21}, P_{22}$	Teile der Matrix $P$
$P^{11}, P^{12}, P^{21}, P^{22}$	Teile der inversen Matrix von $P$
$Q_0, Q_1$	Koeffizientenvektoren der reduzierten Form der DSGE-Modelle
$Q_{0s_1}, Q_{0s_2}, Q_{1s_1}, Q_{1s_2}$	Teile der Koeffizientenvektoren $Q_0, Q_1$
$W$	quadratische Koeffizientenmatrix der reduzierten Form der DSGE-Modelle
$W_{11}, W_{12}, W_{21}, W_{22}$	Teile der Matrix $W$
$W_t$	Reallohn
$w_t$	stationarisierter bzw. trendbereinigter Reallohn
$w$	Reallohn im <i>steady state</i>
$\hat{w}_t$	prozentuale Abweichung des Reallohns vom <i>steady state</i>
$R_t$	Realzins
$\hat{R}$	Realzins im <i>steady state</i>
$\hat{R}_t$	prozentuale Abweichung des Realzinses vom <i>steady state</i>
$S_t^1$	Vektor der prozentualen Abweichungen der <i>state</i> -Variablen und der exogenen Variablen vom <i>steady state</i>
$\tilde{S}_t$	modifizierter Vektor der prozentualen Abweichungen der <i>state</i> -Variablen und der exogenen Variablen vom <i>steady state</i>

$\tilde{S}_{it}, \tilde{S}_{jt}$	Teile des Vektors $\tilde{S}_t$
$s$	Anteil des garantierten Reallohns
$\hat{s}_t$	Vektor der prozentualen Abweichungen der <i>state</i> - und <i>Co-state</i> -Variablen vom <i>steady state</i>
$\hat{s}_{1t}$	Vektor der prozentualen Abweichungen der <i>state</i> -Variablen vom <i>steady state</i>
$\hat{s}_{2t}$	Vektor der prozentualen Abweichungen der <i>Co-state</i> -Variablen vom <i>steady state</i>
$\tilde{s}_t$	modifizierter Vektor der prozentualen Abweichungen der <i>state</i> - und <i>Co-state</i> -Variablen vom <i>steady state</i>
$\tilde{s}_{1t}, \tilde{s}_{2t}$	Teile des modifizierten Vektors $\tilde{s}_t$
$SR_t$	Solow-Residuum
$T$	Zeitbudget eines Individuums
$\sim t$	Wahrscheinlichkeitsverteilungen
$u(-)$	Nutzenfunktion
$u_t$	Nutzen
$\hat{u}_t$	Vektor der prozentualen Abweichungen der Kontrollvariablen vom <i>steady state</i>
$X_t$	Stand des Harrod-neutralen technischen Fortschritts
$x_t$	stationarisierter bzw. trendbereinigter Wert einer Variablen $x$
$x$	<i>steady state</i> -Wert einer Variablen $x$
$\hat{x}_t$	prozentuale Abweichung der Variablen $x$ vom <i>steady state</i>
$x_t^c$	Zykluskomponente einer Variablen $x_t$
$x_t^g$	Trendkomponente einer Variablen $x_t$
$Y_t$	Output
$y_t$	stationarisierter bzw. trendbereinigter Output
$y$	Output im <i>steady state</i>
$\hat{y}_t$	prozentuale Abweichung des Outputs vom <i>steady state</i>
$\alpha$	Elastizitätsparameter der Produktionsfunktion
$\beta$	Diskontierungsfaktor des privaten Sektors
$\Gamma_1, \Gamma_2$	Funktionen verschiedener Modellparameter zur Berechnung der <i>steady state</i> -Lösung
$\gamma$	Wachstumsrate der Harrod-neutralen technischen Fortschritts
$\Delta$	Differenzenoperator
$\Delta_w$	Diagonalmatrix mit den Eigenwerten der Matrix $W$ auf der Diagonalen
$\Delta_M$	Diagonalmatrix mit den Eigenwerten der Matrix $M$ auf der Diagonalen
$\Delta_{s_1}$	der kleinere der beiden Eigenvektoren der Matrix $\Delta_w$
$\Delta_{s_2}$	der größere der beiden Eigenvektoren der Matrix $\Delta_w$
$\delta$	Abschreibungsrate auf den Kapitalstock
$\zeta$	Rüstzeit zur Bereitstellung einer positiven Arbeitsanstrengung
$\varepsilon_t$	Vektor der Störterme der Prozesse der exogenen Variablen

$\hat{\varepsilon}_t$	2x1-Vektor mit dem Vektor der Störterme der Prozesse der exogenen Variablen in der zweiten und einem Nullvektor in der ersten Zeile
$\tilde{\varepsilon}_t$	modifizierter Vektor $\hat{\varepsilon}_t$
$\tilde{\varepsilon}_{it}^*$ , $\tilde{\varepsilon}_{jt}$	Teile des Vektors $\tilde{\varepsilon}_t$
$\varepsilon_t^A$	Störterm des Prozesses der totalen Faktorproduktivität
$\varepsilon_t^{ADF}$	Störterm der ADF-Testgleichungen
$\varepsilon_t^p$	Störterm des Prozesses des Ölpreises
$\varepsilon_t^{VAR}$	Störterm des VAR-Modells
$\Theta_i$	Funktionen verschiedener Modellparameter bzw. Koeffizienten der linearisierten Effizienzbedingungen
$\theta$	Gewichtungsparameter in der Nutzenfunktion
$\lambda$	Gewichtungsparameter des HP-Filters
$\lambda_t$	Lagrange-Multiplikator
$\rho$	Parametervektor der linearisierten Prozesse der exogenen Variablen
$\rho^A$	Persistenzparameter des Prozesses der totalen Faktorproduktivität
$\rho_0^p$	Niveauparameter des Prozesses des Ölpreises
$\rho_1^p$	Persistenzparameter des Prozesses des Ölpreises
$\sigma^A$	Standardabweichung des Störterms $\varepsilon_t^A$
$\sigma^p$	Standardabweichung des Störterms $\varepsilon_t^p$
$\sigma_x$	Standardabweichung einer Variablen $x$
$Y_{s_1 s_1}$	Koeffizient der Modelllösung, der die Reaktion von $\hat{s}_{1t+1}$ auf Veränderungen von $\hat{s}_{1t}$ beschreibt
$Y_{s_1 e}$	Koeffizient der Modelllösung, der die Reaktion von $\hat{s}_{1t+1}$ auf Veränderungen von $\hat{e}_t$ beschreibt
$Y_{s_2 s_1}$	Koeffizient der Modelllösung, der die Reaktion von $\hat{s}_{2t}$ auf Veränderungen von $\hat{s}_{1t}$ beschreibt
$Y_{s_2 e}$	Koeffizient der Modelllösung, der die Reaktion von $\hat{s}_{2t}$ auf Veränderungen von $\hat{e}_t$ beschreibt
$Y_{us_1}$	Koeffizient der Modelllösung, der die Reaktion von $\hat{u}_t$ auf Veränderungen von $\hat{s}_{1t}$ beschreibt
$Y_{ue}$	Koeffizient der Modelllösung, der die Reaktion von $\hat{u}_t$ auf Veränderungen von $e_t$ beschreibt
$\tau_\tau$	Wahrscheinlichkeitsverteilung
$\nu$	Elastizitätsparameter der Produktionsfunktion
$\Phi_0, \Phi_1, \Phi_2$	Wahrscheinlichkeitsverteilungen
$\Phi_0^{PQ}$	Funktion der Größen $P^{21}, P^{22}, Q_{0s_1}$ und $Q_{0s_2}$
$\Phi_1^{PQ}$	Funktion der Größen $P^{21}, P^{22}, Q_{1s_1}$ und $Q_{2s_2}$
$\Psi$	Funktion der Größen $\Delta_{s_2}, \rho, \Phi_0$ und $\Phi_1$
$\psi$	Gewichtungsparameter der Produktionsfunktion

## **Problemstellung und Aufbau der Untersuchung**

In der ökonomischen Theorie wird die Analyse und Erklärung konjunktureller Schwankungen traditionell strikt von der Analyse und Erklärung langfristiger Wachstumsprozesse getrennt. Hierbei werden Wachstumsprozesse auf der einen Seite zumeist in einem neoklassischen Rahmen analysiert. Da in diesem Modell üblicherweise angenommen wird, dass der wachstumsinduzierende technologische Fortschritt einem deterministischen Trend folgt, kann der Zeitpfad des wirtschaftlichen Gleichgewichts unter diesen Annahmen ebenfalls durch einen gleichmäßigen, streng monoton steigenden Wachstumspfad beschrieben werden. Dieser Wachstumspfad weist somit ex definitione keine kurzfristigen, d.h. insbesondere auch keine konjunkturellen Schwankungen auf.

Zur Erklärung der konjunkturellen Schwankungen der wirtschaftlichen Aktivität auf der anderen Seite werden in der ökonomischen Theorie traditionell andere Modellansätze herangezogen. Fast allen Ansätzen ist hierbei gemein, dass Konjunkturzyklen durch Schwankungen der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage verursacht werden. Diese nachfrageseitigen Schocks (hierzu zählen insbesondere geldpolitische, fiskalpolitische und außenwirtschaftliche Impulse) werden dann durch Rigiditäten und/oder unvollkommene Informationen im Wirtschaftssystem auf reale Variablen übertragen. Konjunkturelle Schwankungen der wirtschaftlichen Aktivität werden daher nach traditioneller Sicht als Ungleichgewichtsphänomen und per se als suboptimal eingestuft. Aufgrund der oben genannten Ursachen für konjunkturelle Schwankungen erscheint eine antizyklische Globalsteuerung theoretisch möglich und aus Wohlfahrtsgesichtspunkten auch wünschenswert zu sein (Lucas 1980: 702f.).

Die anfängliche Euphorie bezüglich der Möglichkeiten antizyklischer Globalsteuerung ist inzwischen allerdings einer tiefen Skepsis insbesondere bezüglich der Prognostizierbarkeit der Ergebnisse wirtschaftspolitischer Maßnahmen und der Zielfunktion der verantwortlichen Politiker gewichen. So sehen viele Ökonomen im wirtschaftspolitischen Handeln, welches in erster Linie auf eine Wiederwahl gerichtet ist, eher die Ursache konjunktureller Schwankungen als einen Beitrag zu ihrer Glättung. Die Lucas-Kritik der öko-

nometrischen Politikevaluierung stellt außerdem die Prognosefähigkeit traditioneller ökonomischer Modelle in Frage (Lucas 1976). Die daraus folgende extrem skeptische Haltung vieler Ökonomen bezüglich des Einsatzes der Globalsteuerung ändert jedoch nichts an den generellen Aussagen über die wohlfahrtsschädigenden Effekte konjunktureller Schwankungen und ihrer Interpretation als Abweichung von einem optimalen, langfristigen Wachstumspfad.

Die theoretische und empirische Trennung zwischen lang- und kurzfristiger Analyse wurde bereits Ende der siebziger Jahre in Frage gestellt (Lucas 1977: 11; 1980: 706, 708ff.) und von den Verfechtern der *Real Business Cycle* (RBC)-Theorie kurze Zeit später überwunden (Kydland, Prescott 1982; Long, Plosser 1983). Konjunkturelle Schwankungen der Wirtschaft werden innerhalb dieses Ansatzes erzeugt, indem der technologische Entwicklungsstand der Modellökonomie auch durch eine stochastische Komponente beeinflusst wird. Konjunkturzyklen werden in den ursprünglichen RBC-Modellen somit allein durch zufällige, angebotsseitige Schocks und die daraus resultierenden optimalen Anpassungsreaktionen der Wirtschaftssubjekte erklärt. Die Wirtschaftspolitik spielt demnach in diesen Modellen in doppelter Hinsicht keine Rolle<sup>1</sup>: Zum einen ist es wegen der Annahme vollkommener Märkte nicht möglich, durch antizyklische Globalsteuerung Wohlfahrtssteigerungen zu erzielen. Eine Glättung von Konjunkturzyklen würde die von den Wirtschaftssubjekten gewünschten intertemporalen Substitutionsprozesse zwischen Arbeit und Freizeit unterdrücken und somit wohlfahrtsmindernd wirken. Zum anderen wird durch die strengen neoklassischen Annahmen ausgeschlossen, dass die Wirtschaftspolitik überhaupt in der Lage ist, konjunkturelle Schwankungen zu glätten oder im Sinne eines politischen Konjunkturzyklus auszulösen. Die wirtschaftspolitischen Implikationen ursprünglicher RBC-Modelle sind daher eindeutig: Die Aufgabe der Fiskalpolitik besteht in der Bereitstellung öffentlicher Güter und die Aufgabe der Geldpolitik in der ausreichenden Versorgung mit Liquidität. Konjunkturpolitisch besteht für Staat und Notenbank kein Handlungsbedarf. Die einzige Möglichkeit, den Nutzen der Individuen zu steigern, wäre, die exogenen Schocks selbst zu glätten, was aber ex definitione unmöglich ist.

Neben diesen theoretischen Innovationen haben die Verfechter der RBC-Theorie auch eine neue Methodik in Bezug auf die empirische Überprüfung ihrer Theorie angewendet. Diese Methodik wird allgemein auch als Kalibrierung und Simulation eines Dynamisch Stochastischen Allgemeinen Gleichgewichts (DSGE)-Modells bezeichnet. Ein DSGE-Modell ist im Grundsatz dadurch gekennzeichnet, dass die Wirtschaftssubjekte alle Entscheidungen (z.B. über die zu erbringende Arbeitsleistung oder die Höhe der

<sup>1</sup> Dies führt dazu, dass in ursprünglichen RBC-Modellen weder der Staat noch Geld überhaupt modelliert werden.

Investitionen) im Rahmen eines mikroökonomischen Entscheidungskalküls treffen. Die zunächst unbekannt Parameter in den aus dem Optimierungsprozess hergeleiteten Effizienzbedingungen sind im Gegensatz zu den Koeffizienten traditioneller, linearer Makromodelle so genannte tiefe Parameter, d.h. Parameter, welche die Präferenzen der Wirtschaftssubjekte oder technische Zusammenhänge beschreiben. Während die statistische Güte solcher DSGE-Modelle aufgrund der Vielzahl theoretisch motivierter Restriktionen ex definitione eher schlecht ist, haben die durch die Struktur des Modells vorgegebenen ökonomischen Mechanismen also grundsätzlichen Charakter und sind somit immun gegenüber der Lucas-Kritik. Wegen der offensichtlichen Fehlspezifikation der Modelle ist es häufig nicht sinnvoll, klassische statistische Methoden anzuwenden. Stattdessen werden die Parameterwerte bei der Kalibrierung des Modells mit Hilfe langfristiger Durchschnittsverhältnisse bestimmter makroökonomischer Variablen oder anhand von mikroökonomischen Studien bestimmt.

Für Verfechter der RBC-Theorie ist der Erklärungsgehalt der ursprünglichen RBC-Modelle insbesondere vor dem Hintergrund der getroffenen Annahmen erstaunlich. Allerdings weisen diese Modelle auch gravierende Erklärungsdefizite auf. Zum einen sind das Ausmaß und die Persistenz der erklärbaren konjunkturellen Schwankungen stark von der Größe und den Persistenzeigenschaften des zugrunde liegenden Technologieschocks abhängig. Anders ausgedrückt sind die puristischen RBC-Modelle nur dann in der Lage, realitätsnahe Konjunkturzyklen zu erzeugen, sofern die Technologieschocks eine ausreichende Größe besitzen und ausreichend persistent sind. Den Modellen fehlt somit ein eingebauter Fortpflanzungsmechanismus, der dafür sorgt, dass auch relativ kleine und lediglich für kurze Zeit wirksame Schocks Konjunkturzyklen realistischer Amplitude und Länge erzeugen. Ob industrialisierte Volkswirtschaften technologischen Schocks ausgesetzt sind, die die genannten Bedingungen erfüllen, ist eine kontrovers diskutierte Frage<sup>2</sup>. Zum anderen ist der Erklärungsgehalt ursprünglicher RBC-Modelle nur in Bezug auf bestimmte Zeitreihen erstaunlich. Als ungenügend müssen insbesondere die zeitreihenanalytischen Eigenschaften der Variablen Reallöhne und Beschäftigung angesehen werden. Während die ursprünglichen RBC-Modelle eine wesentlich stärkere Schwankung der Reallöhne als der Beschäftigung implizieren, ist in der Realität das Gegenteil zu beobachten. Dieses prinzipielle Erklärungsdefizit prototypischer RBC-Modelle lässt erste Rückschlüsse auf eine fehlerhafte theoretische Modellierung des Arbeitsmarktes zu. Da *ceteris paribus* (c.p.) auf einem Markt die Preise umso mehr und die Mengen umso weniger schwanken, je näher sich der Markt bei seinem vollkom-

---

<sup>2</sup> Eine ausführliche Diskussion der bei der Quantifizierung von Technologieschocks auftretenden Probleme findet man z.B. bei Eichenbaum (1991).

menen, walrasianischen Ideal befindet, deutet das Versagen der ursprünglichen RBC-Modelle in diesem Bereich darauf hin, dass die Hypothese des walrasianischen Arbeitsmarktes nicht der Realität entspricht. Dieser Kritikpunkt gewinnt bei einer Übertragung der RBC-Theorie auf Deutschland zusätzliche Bedeutung, da der Arbeitsmarkt in den Vereinigten Staaten von Amerika (USA) von den meisten Ökonomen als derjenige angesehen wird, der dem Ideal des walrasianischen Marktes am ehesten entspricht. Eine explizite Berücksichtigung von Arbeitsmarktunvollkommenheiten erscheint daher bei der Übertragung der RBC-Theorie auf deutsche Daten noch dringender als bei der Erklärung der US-amerikanischen Konjunktur.

Um die genannten Defizite zu überwinden, wurde das ursprüngliche RBC-Modell auf verschiedene Arten modifiziert und erweitert. Somit existieren mittlerweile – insbesondere für die „Referenzökonomie“ USA – eine Vielzahl von modifizierten RBC-Modellen. Insgesamt lassen sich in Bezug auf mögliche und vorhandene Erweiterungen zwei grundsätzliche Herangehensweisen unterscheiden. Ein Ansatz besteht darin, das ursprüngliche RBC-Modell in seiner Grundstruktur möglichst unverändert zu lassen und gezielt um wenige zusätzliche theoretische Bausteine oder Schocks zu erweitern. Erweiterungen können z.B. institutionelle Elemente des Arbeitsmarktes, Geld und Elemente einer offenen Volkswirtschaft sein. Außerdem werden zusätzlich zu den Technologieschocks häufig monetäre, fiskalpolitische oder andere beobachtbare Schocks berücksichtigt. Ziel dieser Vorgehensweise ist es, ein bestimmtes beobachtbares *stylized fact* durch eine in diesem Zusammenhang besonders vielversprechende Theorie oder einen in diesem Zusammenhang besonders relevant erscheinenden Schock besser zu erklären als in einem Standard-RBC-Modell. Gelingt dies, wird dies als empirische Evidenz dafür gewertet, dass ein bestimmtes theoretisches Element oder bestimmte Schocks bei der Entstehung der beobachtbaren konjunkturellen Schwankungen eine große Rolle spielen. Somit lassen sich zum einen wertvolle Hinweise gewinnen, ob und wenn ja, durch welche strukturellen Reformen es möglich ist, konjunkturelle Schwankungen abzumildern. Zum anderen kann es sein, dass die bei der Modifikation verwendete Theorie auch substantziellen Einfluss auf langfristige Konzepte wie die *Natural Rate of Unemployment* hat. Daher können sich mit Hilfe dieses Ansatzes über den Umweg der Konjunkturtheorie wertvolle Hinweise auf die Ursachen der strukturellen Probleme in der betrachteten Volkswirtschaft ergeben.

In einem zweiten Ansatz wird von den RBC-Modellen die Prämisse übernommen, dass alle Modellgleichungen aus dem nutzen- bzw. gewinnmaximalen Kalkül rationaler, repräsentativer Haushalte bzw. Firmen abgeleitet werden müssen. Somit wird die Kritik an älteren keynesianischen Modellen explizit aufgegriffen. Anders als im ursprünglichen RBC-Modell sehen sich die handelnden Akteure allerdings einer Vielzahl von ad-hoc angenommenen Re-



striktionen und Rigiditäten gegenüber<sup>3</sup>. Außerdem werden im Regelfall eine größere Anzahl exogener Schocks berücksichtigt. Diese Modelle werden im Allgemeinen auch als neukeynesianische Makromodelle (oder im Rahmen einer kleinen offenen Volkswirtschaft als *new open economy*-Modelle) bezeichnet<sup>4</sup>. Im Vergleich zu den älteren keynesianischen Modellen besitzen diese den großen Vorteil, dass alle Gleichungen aus einem rationalen Entscheidungskalkül hergeleitet werden. Allerdings bleibt der Einwand bestehen, dass die Annahme der zahlreichen (häufig nicht theoretisch erklärten) Rigiditäten mehr oder weniger ad hoc erfolgt. Dies ist insbesondere dann problematisch, wenn davon ausgegangen wird, dass rationale Erwartungen auch beinhalten, dass unvorteilhafte institutionelle Arrangements von den Wirtschaftssubjekten langfristig geändert werden (Lucas 1976). Nachteilig ist außerdem, dass die Frage nach der Relevanz eines bestimmten theoretischen Bausteins weniger gut beantwortet werden kann. Aufgrund der flexibleren Modellstruktur und der expliziten Berücksichtigung wirtschaftspolitischer Maßnahmen erscheinen neukeynesianische Modelle insbesondere im statistischen Sinne Erfolg versprechend und zur Prognose und Evaluation wirtschaftspolitischer Maßnahmen geeignet.

Im Rahmen dieser Arbeit wird vorrangig der erste Ansatz verfolgt, d.h. es wird vor allem versucht, die konjunkturellen Muster des deutschen Arbeitsmarktes durch Integration eines ausgewählten theoretischen Elements zu erklären, wobei die monokausale Begründung für konjunkturelle Schwankungen von den frühen Verfechtern der RBC-Theorie zunächst übernommen wird. Als Ausgangspunkt der modelltheoretischen Analyse wird ein Standard-RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit (*indivisible labor*) evaluiert<sup>5</sup>. In diesem Modellrahmen haben die Individuen nur die Möglichkeit, eine exogen fixierte Anzahl von Arbeitsstunden oder gar nicht zu arbeiten. Somit wird der Tatsache Rechnung getragen, dass in entwickelten Volkswirtschaften ein Großteil der Fluktuationen in den insgesamt geleisteten Arbeitsstunden durch Veränderungen der Anzahl der Beschäftigten hervorgerufen wird. Außerdem steigt die relative Volatilität der Beschäftigung im Vergleich zu einem Modell mit teilbarer Arbeitszeit stark an, was wesentlich eher dem konjunkturellen Verhalten dieser Variable in entwickelten Volkswirtschaften entspricht.

In einem zweiten Schritt wird die Theorie der Effizienzlohnsetzung gemäß einem besonders für Europa Erfolg versprechenden Ansatz in das RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit integriert<sup>6</sup>. Die Effizienzlohntheorie wird tra-

<sup>3</sup> Insbesondere hat sich das so genannte *Calvo-Pricing* zu einem Art Standardansatz für starre Löhne und Preise entwickelt (Calvo 1983).

<sup>4</sup> Vgl. z.B. Lubik, Schorfheide 2005; McCallum, Nelson 2001; Ratto et al. 2005; Smets, Wouters 2002; 2004; 2005.

<sup>5</sup> Dieser Ansatz geht auf eine Untersuchung von Hansen (1985) zurück.

<sup>6</sup> Die Integration erfolgt gemäß dem von Alexopoulos (2003, 2004) entwickelten Modell.

ditionell weniger als Ansatz zur Erklärung konjunktureller Schwankungen, sondern vielmehr als Konzept zur Erklärung gleichgewichtiger Hochlohnarbeitslosigkeit angesehen. Der Unterschied zu anderen Erklärungen für dieses insbesondere in Kontinentaleuropa beobachtbare Phänomen liegt darin, dass ein über dem markträumenden Niveau liegender Lohn von den Unternehmen von sich aus gezahlt wird, da Arbeitslose keine Chance haben, den Unternehmen glaubhaft zu versichern, dass sie sich bei einem niedrigerem Lohnniveau nicht vor der Arbeit „drücken“ (*shirking*) würden. Im Gegensatz zum ursprünglichen *shirking*-Modell (Shapiro, Stiglitz 1984) werden identifizierte, nicht vertragsgemäß arbeitende Arbeitnehmer in den verwendeten Modellen nicht durch Entlassung, sondern durch Lohneinbußen von den Firmen bestraft. Neben institutionellen Gründen sprechen auch die beobachtbaren konjunkturellen Muster der Arbeitsmärkte entwickelter Volkswirtschaften für einen solchen Sanktionierungsmechanismus.

Die in dieser Arbeit analysierten DSGE-Modelle sind somit einerseits RBC-Modelle, da sie Angebotsschocks als einzige Ursache für konjunkturelle Schwankungen annehmen, andererseits aber keine RBC-Modelle, da die repräsentativen Haushalte und Firmen zusätzliche, theoretisch motivierte Restriktionen in ihrem jeweiligen Kalkül beachten müssen. Insbesondere durch Integration der Effizienzlohntheorie soll versucht werden, konjunkturelle Muster des deutschen Arbeitsmarktes möglichst umfassend zu imitieren, d.h. ausschließlich mittels angebotsseitiger Schocks zu erklären. Gelingt dies, lassen sich über den Umweg der Konjunkturtheorie wertvolle Hinweise auf die Ursachen der Höhe der durchschnittlichen Arbeitslosigkeit in Deutschland gewinnen.

Im weiteren Verlauf der Arbeit wird versucht, die absoluten konjunkturellen Effekte bestimmter angebotsseitiger Schocks zu quantifizieren. Durch die zusätzliche Berücksichtigung der Effekte von Ölpreisschocks lässt sich zum einen die Bedeutung unbeobachtbarer Schocks für die konjunkturelle Entwicklung reduzieren. Zum anderen ist es u.U. möglich, das Verständnis für angebotsseitige Konjunkturerklärungen in der Öffentlichkeit zu erhöhen, da Ölpreissteigerungen in der Presse traditionell eine wesentlich prominentere Rolle einnehmen als Technologieschocks und immer wieder als Grund für drohende Konjunkturreinbrüche genannt werden. Gerade in jüngster Zeit, in der politische Krisen im Nahen und Mittleren Osten zu starken Anstiegen des Ölpreises geführt haben, scheint eine Quantifizierung der daraus resultierenden Effekte sinnvoll. Aus diesen Gründen werden die genannten Modelle um den dritten Produktionsfaktor Energie erweitert, und durch eine entsprechende Kalibrierung werden die absoluten Effekte von Technologie- und Ölpreisschocks in Deutschland quantifiziert.

Da in Bezug auf den Energieeinsatz nur Jahresdaten vorliegen, wird zuvor analysiert, ob die erweiterten Modelle auch bei der Erklärung bestimmter, aus

einem Jahresdatensatz für Deutschland abgeleiteter konjunktureller Phänomene einen substanziellen Beitrag leisten. Im Rahmen der verwendeten Methodik erscheint es nur dann sinnvoll, grundsätzliche Transmissionskanäle und absolute Effekte bestimmter Schocks herauszuarbeiten, wenn die verwendeten Modelle grundsätzliche konjunkturelle Muster aufweisen, welche denen der Realität entsprechen. Somit wird auch die Frage beantwortet, ob und in welcher Hinsicht ein Effizienzlohnmodell der verwendeten Spezifikation bei der Erklärung der Auswirkungen von Ölpreisschocks einen wertvollen Beitrag leistet.

Die Arbeit ist in insgesamt vier Kapitel untergliedert. Im ersten Kapitel wird zunächst die verwendete Methodik allgemein, d.h. unabhängig von den konkret verwendeten Modellen erläutert. Außerdem werden ihre Stärken und Schwächen diskutiert. Hierdurch soll erreicht werden, dass bei der Evaluation der verwendeten Modelle nicht jedes Mal auf (dieselben) methodische Fragen eingegangen werden muss. Nachdem die verwendete Methodik in fünf einzelnen Schritten erläutert wurde, werden im letzten Teil des Kapitels die wichtigsten Aussagen zusammengefasst. Außerdem wird ein Ausblick auf mögliche methodische Weiterentwicklungen gegeben.

Im zweiten Kapitel werden konjunkturelle Muster in Deutschland mit Hilfe ausgewählter RBC-Modelle erklärt. Zu Beginn werden zunächst die verwendeten Zeitreihen beschrieben und die von den Modellen zu erklärenden konjunkturellen Muster des verwendeten Quartalsdatensatzes definiert. Als Ausgangspunkt der modelltheoretischen Analyse wird zunächst das Standard-RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit evaluiert. In einem zweiten Schritt wird geprüft, ob und in welcher Hinsicht ein Effizienzlohnmodell die verbleibende Distanz zwischen den *stylized facts* der deutschen Konjunktur und den theoretisch errechneten Momenten verringern kann. Um im Rahmen der formalen Darstellung des Effizienzlohn-DSGE-Modells auf die Diskussion der grundlegenden Annahmen und Implikationen der Effizienzlohntheorie verzichten zu können, werden diese vorab kritisch dargestellt. Außerdem wird ein Überblick über andere wichtige theoretische Erweiterungen des ursprünglichen RBC-Modells gegeben, sofern sie Potenzial besitzen, zur Erklärung der konjunkturellen Muster des Arbeitsmarktes in entwickelten Volkswirtschaften beizutragen. Nach der formalen Darstellung und ausführlichen Evaluation des Effizienzlohnmodells werden im letzten Abschnitt des zweiten Kapitels die wichtigsten Ergebnisse zusammengefasst.

Das dritte Kapitel dient in erster Linie dazu, die absolute Bedeutung von Technologie- und Ölpreisschocks für konjunkturelle Schwankungen in Deutschland zu quantifizieren. Hierbei wird ähnlich wie im zweiten Kapitel vorgegangen. Im ersten Abschnitt werden die (zusätzlichen) Zeitreihen beschrieben und die von den Modellen zu erklärenden konjunkturellen Muster

definiert. Zusätzlich erfolgt eine empirische Schätzung der Reaktion bestimmter Variablen nach einem Ölpreisschock. Anschließend erfolgt die modelltheoretische Analyse. Vor der formalen Darstellung der beiden erweiterten RBC-Modelle werden theoretische Ansätze, welche die Wirkungen von Ölpreisschocks beschreiben, anhand der vorhandenen Literatur diskutiert. Anschließend werden die erweiterten Modelle dazu verwendet, den absoluten Anteil der beiden angebotsseitigen Schockprozesse zu messen. Weiterhin werden die Reaktionen der endogenen Variablen infolge eines einmaligen, persistenten Anstiegs des Ölpreises berechnet. Um die Plausibilität der Ergebnisse abschätzen zu können, werden zusätzlich die allgemeinen konjunkturellen Eigenschaften der erweiterten Modelle und die Reaktionen der endogenen Variablen nach einem einmaligen, persistenten Anstieg des Ölpreises mit ihren empirischen Pendanten verglichen. Eine Zusammenfassung der wichtigsten Ergebnisse schließt das dritte Kapitel ab.

Im letzten Kapitel der Arbeit werden die wichtigsten Ergebnisse der gesamten Untersuchung zusammengefasst und wirtschaftspolitische Implikationen aufgezeigt. Außerdem wird auf weiteren theoretischen und methodischen Forschungsbedarf hingewiesen.

## Erstes Kapitel

# Kalibrierung und computergestützte Simulation als ökonometrisches Werkzeug

Im Rahmen dieser Arbeit wird versucht, die zu Beginn motivierten makroökonomischen Fragestellungen durch Kalibrierung, Simulation und Evaluation verschiedener DSGE-Modelle zu beantworten<sup>1</sup>. Dieser methodische Ansatz wurde im Laufe der achtziger Jahre insbesondere durch die Verfechter der RBC-Theorie propagiert. Inzwischen ist er in vielen Bereichen der Ökonomie weit verbreitet und wird daher in der Literatur als ein ökonometrisches Standardwerkzeug bezeichnet<sup>2</sup>. Zur besseren Übersichtlichkeit wird die gewählte Vorgehensweise in fünf Schritte zerlegt, welche gleichzeitig die ersten fünf Abschnitte dieses Kapitels bilden<sup>3</sup>. Zum Abschluss werden die wichtigsten Punkte zusammengefasst und ein Ausblick auf methodische Weiterentwicklungen gegeben.

### 1. Formulierung der zu beantwortenden Fragestellung

Dieser erste Schritt erscheint selbstverständlich und trifft im Grundsatz auf alle wissenschaftlichen Arbeiten zu. Auch wenn die verwendete Methodik inzwischen weit verbreitet und für eine Vielzahl von Fragestellungen anwendbar ist, scheint sie insbesondere zur Beantwortung der folgenden vier Grundtypen von Fragestellungen geeignet<sup>4</sup>:

---

<sup>1</sup> Für stochastische Simulationen wird in dieser Arbeit die Software „Dynare 3.05“ genutzt. Basis dieses Tools ist das Computerprogramm „Matlab Version 7.0.1“ (Juillard 2003).

<sup>2</sup> Vgl. Kydland, Prescott (1996: 69). Zunächst ließe sich diskutieren, ob die hier verwendete Methodik überhaupt als ökonometrisches Werkzeug zu bezeichnen ist. Diese Diskussion soll im Rahmen dieser Arbeit nicht weiter verfolgt werden (Kydland, Prescott 1991a: 161–163; 1996: 70).

<sup>3</sup> Eine ähnliche Vorgehensweise findet man bei Canova (1995: 477); Canova, Ortega (2000: 401–402); Cooley (1997); Kydland, Prescott (1996: 70–76). Falls möglich und zur Beantwortung der Fragestellung relevant können in einem zusätzlichen Schritt wirtschaftspolitische Schlussfolgerungen abgeleitet werden.

<sup>4</sup> Vgl. Canova, Ortega (2000: 402); Kollintzas (1992); Kydland (1992: 477–478); für eine Liste der wichtigsten Beispiele aus der Literatur vgl. Kydland, Prescott (1996: 71).

- Lässt sich ein bestimmtes Phänomen mit Hilfe einer bestimmten Theorie erklären?
- In welchem Ausmaß lässt sich ein bestimmtes Phänomen durch einen bestimmten exogenen Schock erklären?
- Ändern sich die Zeitpfade der endogenen Variablen, wenn die stochastischen Prozesse der exogenen Variablen verändert werden?
- Kann durch Modifikation eines Modells oder Einführung einer bestimmten Theorie die Diskrepanz zwischen den stilisierten Fakten der Modellökonomie und denen der Realität reduziert werden?

Der Bezug zum Thema dieser Arbeit wird unmittelbar deutlich. Konkret sollen – wie eingangs erwähnt – insbesondere folgende Fragestellungen beantwortet werden:

- Lassen sich konjunkturelle Muster des (deutschen) Arbeitsmarktes durch RBC-Modelle erklären?<sup>5</sup>
- Wie bedeutend ist die Rolle von Ölpreisschocks für die Fluktuationen bestimmter makroökonomischer Variablen im Vergleich zu unbeobachtbaren Technologieschocks?
- Ändern sich die konjunkturellen Muster der Modellökonomie, wenn zusätzlich zu Technologieschocks auch Ölpreisschocks auftreten?
- Kann durch die Integration von Effizienzlöhnen die Diskrepanz zwischen den stilisierten Fakten eines RBC-Modells mit unteilbarer Arbeitszeit und den entsprechenden Phänomenen der Realität reduziert werden?

## 2. Auswahl des Modells

Im zweiten Schritt muss das konkrete Modell ausgewählt werden. Hierbei bestehen im Allgemeinen keinerlei Beschränkungen. Wichtig ist allerdings, dass das Modell mikroökonomisch fundiert, theoretisch konsistent und funktional eindeutig spezifiziert ist. Außerdem muss es Potenzial besitzen, die aufgeworfene Fragestellung beantworten zu können. Um beispielsweise Fragen der demographischen Veränderung zu beleuchten, ist die Einführung heterogener Agenten essenziell. Für alternative Fragestellungen scheint dies hingegen eher unwichtig. Eine bestimmte Modellspezifikation kann folglich für eine bestimmte Fragestellung geeignet und für eine alternative Fragestellung völlig ungeeignet sein. Von geringerer Bedeutung ist hingegen, ob das Modell die Fähigkeit besitzt, den Datensatz im statistischen Sinne möglichst genau und

<sup>5</sup> Die Bezeichnung RBC-Modell bezieht sich in dieser Arbeit wie erwähnt weniger auf das konkrete Standard-RBC-Modell, sondern auf DSGE-Modelle, welche in erster Linie bzw. ausschließlich angebotsseitige Schocks und Anpassungsreaktionen rationaler Agenten für konjunkturelle Schwankungen verantwortlich machen.

unverzerrt zu reproduzieren. Anders ausgedrückt wird größerer Wert auf eine theoretisch konsistente Modellformulierung – im Sinne der Fragestellung – als auf eine möglichst genaue Anpassung an den Datensatz gelegt<sup>6</sup>.

Hieraus wird bereits der Unterschied zur klassischen Ökonometrie deutlich. Im Rahmen des hier verwendeten Ansatzes werden alle möglichen Modelle von vorneherein nur als Näherung an den wahren datenerzeugenden Prozess und somit im ökonometrischen Sinne als funktional fehlspezifiziert angesehen. „The estimation approach asks the question ‘Given that the model is true, how false is it?’ while the calibration approach asks ‘Given the model is false, how true is it?’” (Canova 1994: 123–124). Das verwendete Modell ist somit keine testbare Nullhypothese für den wahren datenerzeugenden Prozess (denn diese wird von Anfang an verworfen). Vielmehr soll durch eine Neuformulierung oder eine veränderte Formulierung eines theoretischen Modells erreicht werden, dass dieses besser in der Lage ist, bestimmte stilisierte Fakten (im Sinne der Fragestellung) zu erklären. Durch Vergleich verschiedener (falsch spezifizierter) Modelle kann außerdem geklärt werden, welche Theorie bestimmte stilisierte Fakten der Realität am besten erklären kann. Außerdem lässt sich der Effekt bestimmter exogener Schocks unter Beschränkung auf bestimmte Transmissionskanäle quantifizieren<sup>7</sup>.

Traditionelle Ungleichgewichtsmodelle, in denen die Verhaltensgleichungen der Wirtschaftssubjekte für einen bestimmten Stützbereich im statistischen Sinne richtig geschätzt werden, können im Gegensatz dazu keinen Aufschluss darüber geben, warum die Individuen bestimmten Entscheidungsregeln folgen. Somit fällt es auch schwer zu beurteilen, ob und wie sich ein verändertes wirtschaftspolitisches Regime oder anders ausgedrückt ein „Regimeshift“ auf die Parameter des Modells auswirkt. Hier sind vollständig ausformulierte DSGE-Modelle im Vorteil, da sie stets auch eine theoretisch fundierte Antwort auf die Frage mitliefern, warum ein bestimmter Schock einen bestimmten Effekt hat (Lucas 1977: 12; 1980: 712). Der Nachteil der mangelnden theoretischen Fundierung traditioneller Makromodelle kann also auch durch ausgefeilte Schätz- und Evaluationsmethoden nicht geheilt werden, da die Parameter der meisten Makromodelle lediglich Funktionen der zugrunde liegenden tiefen Parameter eines entsprechenden DSGE-Modells sind und somit nahezu unüberbrückbare Identifikationsprobleme hinsichtlich dieser (theoretisch relevanten) unbekannt Parameter bestehen (Wickens 1995: 1637, 1643).

<sup>6</sup> Vgl. Canova, Ortega (2000: 403); Kydland, Prescott (1991a: 169–170; 1996: 72–74); Kydland (1992: 477); Lucas (1980: 697); Wickens (1995: 1639).

<sup>7</sup> Vgl. Canova (1994: 124); Canova, Ortega (2000: 403); Kydland, Prescott (1991a: 170; 1996: 73–74); Lucas (1980: 696–697); Wickens (1995: 1641).

### 3. Entwicklung einer Modelllösung

Im dritten Schritt müssen für alle Modellbestandteile konkrete funktionale Formen festgelegt werden. Anschließend lassen sich für die deterministische Version des Modells (d.h. bei Konstanz der exogenen Schockprozesse) *steady state*-Lösungen aller endogenen Variablen ausschließlich in Abhängigkeit der Modellparameter berechnen. Um das Verhalten der Modellökonomie im Konjunkturzyklus zu quantifizieren, ist es aber auch nötig, effiziente Lösungen bzw. Werte der Modellvariablen auch für die Zeitpunkte zu entwickeln, in denen sich die Ökonomie nicht in ihrem *steady state*-Zustand befindet<sup>8</sup>. Um das Modell simulierbar zu machen, d.h. Probleme bei der Programmierung des Gleichgewichts zu vermeiden, werden zumeist relativ einfache funktionale Formen verwendet (Kydland, Prescott 1996: 72–73). Leider sind (noch) extremere, unrealistische Annahmen nötig, damit sich analytische Lösungen für die Modellvariablen bei Abweichungen vom *steady state* berechnen lassen<sup>9</sup>. Denn die im Gleichgewicht gültigen Effizienzbedingungen bilden in der Regel ein System nicht-linearer stochastischer Differenzgleichungen, für das in den meisten Fällen nur approximative Modelllösungen berechnet werden können<sup>10</sup>.

Um zu einer näherungsweisen Lösung zu gelangen, werden die verwendeten Modelle im Folgenden jeweils loglinearisiert<sup>11</sup>. Zu diesem Zweck werden alle Variablen des nichtlinearen Differenzgleichungssystems nahe ihres stationären *steady state*-Wertes approximiert. Jede Variable wird zunächst als logarithmische Abweichung von ihrem *steady state*-Wert ausgedrückt. Logarithmische Abweichungen einer Variablen  $x_t$  von ihrem *steady state*-Wert  $x$  werden im Folgenden mit einem Dach versehen, d.h. analytisch ausgedrückt gilt

$$\hat{x}_t = \log x_t - \log x.$$

Außerdem wird ausgenutzt, dass für jede stationäre Variable  $x_t$  näherungsweise gilt:

$$x_t = x \exp^{\hat{x}_t} \simeq x \exp^0 + x \exp^0 (\hat{x}_t - 0) = x(1 + \hat{x}_t).$$

<sup>8</sup> Hierbei ist es allerdings wichtig zu erwähnen, dass eine Unterscheidung zwischen *steady state* und Abweichungen hiervon im Rahmen eines Standard-RBC-Modells nur formale, aber keine ökonomische Bedeutung hat. Die aus dem Kalkül der repräsentativen Agenten hergeleiteten Effizienzbedingungen besitzen jederzeit Gültigkeit, so dass sich die Modellökonomie auch bei Abweichungen von ihrem *steady state*-Zustand in einem Optimum befindet.

<sup>9</sup> Analytisch lösbare Versionen eines RBC-Modells findet man z.B. bei Radner (1966); Long, Plosser (1983); Devereux et al. (1992); Rebelo, Xie (1999).

<sup>10</sup> Vgl. Canova, Ortega (2000: 404–405); Textbuchversionen üblicher Linearisierungsverfahren findet man z.B. in Favero (2001: 255–259); Heer, Maussner (2005: 85–149).

<sup>11</sup> Für eine Textbuchversion des benutzten Linearisierungsverfahrens vgl. z.B. Favero (2001: 255–259); Heer, Maussner (2005: 99–112). Zur Qualität des Linearisierungsverfahrens vgl. z.B. Christiano (1990a; 1990b); Danthine et al. (1989); Dotsey, Mao (1992).



Die Gültigkeit des ersten Gleichheitszeichens folgt unmittelbar durch die Substitution von  $\hat{x}_t$  durch die logarithmische Abweichung der Variablen  $x_t$  von ihrem stationären Wert. Dieser Term ist näherungsweise gleich einer Taylor-Approximation erster Ordnung der Funktion  $f(z_t)$  an der Stelle  $z$ , wobei  $z_t = \hat{x}_t$  und  $z = 0$  ist<sup>12</sup>.

Um die linearisierten Modelle leichter lösen zu können, werden die Modelle zunächst auf so genannte Kontrollvariablen, Zustandsvariablen sowie exogene Variablen reduziert. Alle anderen Variablen können in einem nächsten Schritt leicht aus der Modelllösung errechnet werden<sup>13</sup>. Der Vektor, der die näherungsweise prozentuale Abweichung der Zustandsvariablen enthält, wird im Folgenden mit  $\hat{s}_t$  bezeichnet<sup>14</sup>. Die näherungsweise prozentualen Abweichungen der Entscheidungsvariablen werden im Vektor  $\hat{u}_t$  zusammengefasst, und der Vektor der näherungsweise prozentualen Abweichungen der exogenen Variablen wird im Folgenden mit  $\hat{e}_t$  bezeichnet.

Unter Verwendung dieser Definitionen lassen sich die Euler-Gleichungen für  $\hat{u}_t$  der jeweiligen Modelle mit kompakterer Notation als

$$(1) \quad M_{cc} \hat{u}_t = M_{cs} \hat{s}_t + M_{ce} \hat{e}_t \Leftrightarrow \hat{u}_t = M_{cc}^{-1} M_{cs} \hat{s}_t + M_{cc}^{-1} M_{ce} \hat{e}_t$$

schreiben. Die jeweiligen linearisierten Effizienzbedingungen für die näherungsweise prozentuale Abweichung der Zustandsvariablen lassen sich unter Verwendung obiger Definitionen zu

$$(2) \quad M_{ss}^0 E_t \hat{s}_{t+1} + M_{ss}^1 \hat{s}_t = M_{sc}^0 E_t \hat{u}_{t+1} + M_{sc}^1 \hat{u}_t + M_{se}^0 E_t \hat{e}_{t+1} + M_{se}^1 \hat{e}_t.$$

zusammenfassen. Die Bezeichnung der „ $M$ -Matrizen“ ist hierbei keinesfalls zufällig gewählt. Der Index zeigt an, welche Größen durch die entsprechende Matrix in Beziehung gesetzt werden. Beispielsweise beschreibt die Matrix  $M_{ce}$  den Einfluss der näherungsweise prozentualen Abweichungen der exogenen Variablen  $\hat{e}_t$  auf den Term  $M_{cc} \hat{u}_t$ , also letztendlich auf die Entscheidungsvariable

<sup>12</sup> Um zu einer genaueren Näherung zu gelangen, kann das Modell mit Hilfe des Computerprogramms „Dynare“ auch durch eine Taylor-Approximation zweiter Ordnung approximiert werden. Allerdings führt dies nur bei der Analyse von Wohlfahrtseffekten veränderter stochastischer Schocks oder verschiedener wirtschaftspolitischer Regime zu genaueren Ergebnissen. Bei der Berechnung von theoretischen Momenten liefert auch eine Approximation erster Ordnung hinreichend genaue Ergebnisse, so dass in dieser Arbeit auf die Nutzung dieses methodischen Tools verzichtet wird (Schmidt, Uribe 2004: 755–756). Im Falle einer Taylor Approximation zweiter Ordnung ist der grundsätzliche Lösungsweg der Gleiche (Schmidt, Uribe 2004).

<sup>13</sup> Diese Lösungsmethode wurde ursprünglich von King et al. (1988a: 204–219) propagiert und baut auf einem von Blanchard, Kahn (1980) entwickelten Algorithmus auf. Eine Textbuchversion findet man z.B. bei Favero (2001: 255–266).

<sup>14</sup> Die Lagrange-Multiplikatoren oder der Reallohn – bei der Analyse im Rahmen eines Wettbewerbsgleichgewichts – werden üblicherweise als Co-Zustandsvariablen (*Co-States*) bezeichnet und sind ebenfalls in diesem Vektor enthalten.

blen  $\hat{u}_t$ . Die anderen Bezeichnungen ergeben sich analog. Die Exponenten in der zweiten Gleichung beschreiben die Anwendung des Backshift-Operators. Durch dessen Anwendung werden Informationen über den zukünftigen Wert einer Variablen ignoriert und stattdessen der Erwartungswert der jeweiligen Variablen um  $m$  Perioden verzögert verwendet. Dies bedeutet analytisch  $B^m E_t x_{t+j} = E_t x_{t+j-m}$ . Die Exponenten der „ $M$ -Matrizen“ entsprechen der Größe  $m$ , also dem Grad der Verzögerung des Backshift-Operators. Die genaue Gestalt der „ $M$ -Matrizen“ lässt sich unmittelbar aus den linearisierten Effizienzbedingungen der jeweiligen Modelle ableiten<sup>15</sup>.

Einsetzen von Gleichung (1) in Gleichung (2) ergibt:

$$\begin{aligned} & [M_{ss}^0 - M_{sc}^0 (M_{cc})^{-1} M_{cs}] E_t \hat{s}_{t+1} + [M_{ss}^1 - M_{sc}^1 (M_{cc})^{-1} M_{cs}] \hat{s}_t \\ & = [M_{se}^0 + M_{sc}^0 (M_{cc})^{-1} M_{ce}] E_t \hat{e}_{t+1} + [M_{se}^1 + M_{sc}^1 (M_{cc})^{-1} M_{ce}] \hat{e}_t. \end{aligned}$$

Fasst man die Ausdrücke in den eckigen Klammern zu  $\bar{M}_{ss}^0$ ,  $\bar{M}_{ss}^1$ ,  $\bar{M}_{se}^0$  und  $\bar{M}_{se}^1$  zusammen, ergibt sich zunächst:

$$\begin{aligned} & \bar{M}_{ss}^0 E_t \hat{s}_{t+1} + \bar{M}_{ss}^1 \hat{s}_t = \bar{M}_{se}^0 E_t \hat{e}_{t+1} + \bar{M}_{se}^1 \hat{e}_t \\ & \Leftrightarrow E_t \hat{s}_{t+1} = -(\bar{M}_{ss}^0)^{-1} \bar{M}_{ss}^1 \hat{s}_t + (\bar{M}_{ss}^0)^{-1} \bar{M}_{se}^0 E_t \hat{e}_{t+1} - (\bar{M}_{ss}^0)^{-1} \bar{M}_{se}^1 \hat{e}_t. \end{aligned}$$

Nach einer weiteren Zusammenfassung der Ausdrücke  $-(\bar{M}_{ss}^0)^{-1} \bar{M}_{ss}^1$ ,  $(\bar{M}_{ss}^0)^{-1} \bar{M}_{se}^0$  und  $(\bar{M}_{ss}^0)^{-1} \bar{M}_{se}^1$  zu  $W$ ,  $Q_0$  und  $Q_1$  lässt sich die Gleichung als

$$(3) \quad E_t \hat{s}_{t+1} = W \hat{s}_t + Q_0 E_t \hat{e}_{t+1} + Q_1 \hat{e}_t$$

schreiben. Das bedeutet, dass sich die verwendeten RBC-Modelle in ihrer reduzierten Form durch ein Differenzgleichungssystem erster Ordnung in den Zustandsvariablen  $\hat{s}_t$  beschreiben lassen, wobei  $W$  eine  $2 \times 2$  Matrix und  $Q_0$  und  $Q_1$   $2 \times 1$  Vektoren sind. Um die Stabilitätseigenschaften des Differenzgleichungssystems und damit auch der Modelle beurteilen zu können, ist es sinnvoll, eine Diagonalisierung in Bezug auf die quadratische Matrix  $W$  durchzuführen. Jede  $n \times n$  Matrix  $W$  mit  $n$  linear unabhängigen Eigenvektoren lässt sich auch als  $W = P \Delta_W P^{-1}$  ausdrücken, wobei  $\Delta_W$  eine Diagonalmatrix mit den Eigenwerten von  $W$  auf der Diagonalen ist. Die Spalten der Matrix  $P$  stellen die  $n$  unabhängigen und mit dem jeweiligen Eintrag von  $\Delta_W$  korrespondierenden Eigenvektoren von  $W$  dar. Nimmt man an, dass für die Matrix  $W$   $n_s$  linear unabhängige Eigenvektoren existieren, lässt sich Gleichung (3) auch als

$$E_t \hat{s}_{t+1} = P \Delta_W P^{-1} \hat{s}_t + Q_0 E_t \hat{e}_{t+1} + Q_1 \hat{e}_t$$

<sup>15</sup> Vgl. hierzu die approximativen Modelllösungen bei Abweichungen vom *steady state* in Abschnitt 2.1.3 und 3.2.3 im zweiten sowie 3.1.3 und 4.1.3 im dritten Kapitel.

$$\Leftrightarrow E_t \tilde{s}_{t+1} = \Delta_w \tilde{s}_t + P^{-1} Q_0 E_t \hat{e}_{t+1} + P^{-1} Q_1 \hat{e}_t$$

mit  $P^{-1} \hat{s}_t = \tilde{s}_t$  schreiben.

Insbesondere ist ersichtlich, dass die Stabilitätseigenschaften des Gleichungssystems von der Matrix  $\Delta_w$ , also den Eigenwerten der Matrix  $W$  abhängen. An dieser Stelle wird typischerweise sichergestellt, dass  $n_{s_1}$  Eigenwerte der Matrix  $\Delta_w$  kleiner als eins und  $n_{s_2}$  Eigenwerte größer als eins sind. Anschließend wird die Matrix  $\Delta_w$  so sortiert, dass die Eigenvektoren in aufsteigender Reihenfolge ausgewiesen werden, also

$$\Delta_w = \begin{pmatrix} \Delta_{w_{s_1}} & 0 \\ 0 & \Delta_{w_{s_2}} \end{pmatrix}.$$

Als Resultat dieser Umformungen ist ersichtlich, dass die Differenzengleichung in  $\tilde{s}_{2t}$  aufgrund der mangelnden Stabilitätseigenschaften „mit dem Blick nach vorne gerichtet“ gelöst werden muss, während die Differenzengleichung in  $\tilde{s}_{1t}$  „aus der Vergangenheit heraus“ gelöst werden kann. Um die beiden Einzelgleichungen des Differenzgleichungssystems getrennt voneinander zu analysieren, ist es nötig, die Matrizen  $W, Q_0, Q_1, P$  und  $P^{-1}$  aufzuteilen. Diese Partitionierung führt zunächst zu folgender Schreibweise

$$W = \begin{pmatrix} W_{11} & W_{12} \\ W_{21} & W_{22} \end{pmatrix},$$

$$Q_0 = \begin{pmatrix} Q_{0_{s_1}} \\ Q_{0_{s_2}} \end{pmatrix},$$

$$Q_1 = \begin{pmatrix} Q_{1_{s_1}} \\ Q_{1_{s_2}} \end{pmatrix},$$

$$P = \begin{pmatrix} P_{11} & P_{12} \\ P_{21} & P_{22} \end{pmatrix},$$

$$P^{-1} = \begin{pmatrix} P^{11} & P^{12} \\ P^{21} & P^{22} \end{pmatrix}.$$

Wie bereits erläutert, gilt für die quadratische Matrix  $W$  nach Zerlegung:  $W = P \Delta_w P^{-1}$ . In partitionierter Form führt dies unmittelbar zu

$$\begin{pmatrix} W_{11} & W_{12} \\ W_{21} & W_{22} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} P_{11} \Delta_{w_{s_1}} P^{11} + P_{12} \Delta_{w_{s_2}} P^{21} & P_{11} \Delta_{w_{s_1}} P^{12} + P_{12} \Delta_{w_{s_2}} P^{22} \\ P_{21} \Delta_{w_{s_1}} P^{11} + P_{22} \Delta_{w_{s_2}} P^{21} & P_{21} \Delta_{w_{s_1}} P^{12} + P_{22} \Delta_{w_{s_2}} P^{22} \end{pmatrix}.$$

Jetzt kann die Differenzgleichung in  $\tilde{s}_{1t}$  „aus der Vergangenheit heraus“ gelöst werden. Man erhält

$$E_t \tilde{s}_{1t+1} = \Delta_{w_{s_1}} + (P^{11} Q_{0s_1} + P^{12} Q_{0s_2}) E_t \hat{e}_{t+1} + (P^{11} Q_{1s_1} + P^{12} Q_{1s_2}) \hat{e}_t.$$

Dadurch, dass der absolute Wert von  $\Delta_{s_2}$  größer als eins ist, muss die zweite Differenzgleichung „mit dem Blick nach vorne gerichtet“ gelöst werden

$$E_t \tilde{s}_{2t+1} = \Delta_{w_{s_2}} \tilde{s}_{2t} + (P^{21} Q_{0s_1} + P^{22} Q_{0s_2}) E_t \hat{e}_{t+1} + (P^{21} Q_{1s_1} + P^{22} Q_{1s_2}) \hat{e}_t$$

$$\Leftrightarrow \tilde{s}_{2t} = -\sum_{j=0}^{\infty} \Delta_{w_{s_2}}^{-(j+1)} [(P^{21} Q_{0s_1} + P^{22} Q_{0s_2}) E_t \hat{e}_{t+1+j} + (P^{21} Q_{1s_1} + P^{22} Q_{1s_2}) E_t \hat{e}_{t+j}].$$

Im nächsten Schritt ist es sinnvoll, sich nochmals die Beziehung zwischen den geschlängelten und den ursprünglichen näherungsweise Abweichungen der Variablen vom *steady state* vor Augen zu führen. Beide Arten von Variablen stehen in folgender Beziehung zueinander

$$\begin{pmatrix} \tilde{s}_{1t} \\ \tilde{s}_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} P^{11} & P^{12} \\ P^{21} & P^{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \hat{s}_{1t} \\ \hat{s}_{2t} \end{pmatrix}.$$

Daraus ergibt sich:  $\hat{s}_{2t} = -(P^{22})^{-1} P^{21} \hat{s}_{1t} + (P^{22})^{-1} \tilde{s}_{2t}$ . Setzt man diese Beziehung in die ursprüngliche Differenzgleichung in  $\hat{s}_{1t}$  (erste Einzelgleichung von Gleichung (3) unter Benutzung der oben beschriebenen Partitionierung von  $W$  ein, erhält man

$$\begin{aligned} \hat{s}_{1t+1} &= (P_{11} \Delta_{w_{s_1}} [P^{11} + P^{12} (P^{22})^{-1} P^{21}]) \hat{s}_{1t} \\ &+ (P_{11} \Delta_{w_{s_1}} P^{12} + P_{12} \Delta_{w_{s_2}} P^{22}) (P^{22})^{-1} \tilde{s}_{2t} + Q_{0s_1} E_t \hat{e}_{t+1} + Q_{1s_1} E_t \hat{e}_t. \end{aligned}$$

Die Inverse der Matrix  $P$  lässt sich ausführlich auch als

$$P^{-1} = \begin{pmatrix} [P_{11} - P_{12} (P_{22})^{-1} P_{21}]^{-1} \\ -(P_{22})^{-1} P_{12} [P_{11} - P_{12} (P_{22})^{-1} P_{21}]^{-1} \\ \\ -[P_{11} - P_{12} (P_{22})^{-1} P_{21}]^{-1} P_{12} (P_{22})^{-1} \\ (P_{22})^{-1} + (P_{22})^{-1} P_{21} [P_{11} - P_{12} (P_{22})^{-1} P_{21}]^{-1} P_{21} (P_{22})^{-1} \end{pmatrix}$$

schreiben. Löst man die Gleichung  $P^{11} = [P_{11} - P_{12} (P_{22})^{-1} P_{21}]^{-1}$  nach  $P_{11}^{-1}$  auf, erhält man den ersten Klammerterm in obiger Gleichung, so dass man diese auch als

$$\hat{s}_{1t+1} = (P_{11} \Delta_{w_{s_1}} (P_{11})^{-1}) \hat{s}_{1t} + (P_{11} \Delta_{w_{s_1}} P^{12} + P_{12} \Delta_{w_{s_2}} P^{22}) (P^{22})^{-1} \tilde{s}_{2t}$$

$$+Q_{0s_1} E_t \hat{e}_{t+1} + Q_{1s_1} \hat{e}_t$$

schreiben kann. Somit hat man eine Lösung für die zukünftige Zustandsvariable ( $\hat{s}_{1t+1}$ ) in Abhängigkeit des vergangenen Wertes der Zustandsvariablen ( $\hat{s}_{1t}$ ), der Lösung für  $\hat{s}_{2t}$  und des erwarteten und des aktuellen Wertes der exogenen Variablen  $\hat{e}_t$  gefunden. Um die Lösung für die Co-Zustandsvariable  $\hat{s}_{2t}$  zu erhalten, nutzt man die oben hergeleitete Beziehung

$$\hat{s}_{2t} = -(P^{22})^{-1} P^{21} \hat{s}_{1t} + (P^{22})^{-1} \tilde{s}_{2t}.$$

Die Werte für den Vektor der Entscheidungsvariablen  $\hat{u}_t$  erhält man unmittelbar aus Gleichung (1). Wie bereits mehrfach erwähnt, ist dieser Lösungsweg insbesondere dann durchführbar, wenn  $n_{s_1}$  Eigenwerte der Matrix  $\Delta_W$  kleiner und  $n_{s_2}$  Eigenwerte der Matrix  $\Delta_W$  im absoluten Wert größer als eins sind. Folgen die exogenen Variablen  $\hat{e}_t$  wie üblicherweise angenommen unabhängigen, simplen AR(1)-Prozessen, d.h. in linearisierter Form ausgedrückt

$$(4) \quad \hat{e}_{t+1} = \rho \hat{e}_t + \varepsilon_{t+1},$$

so bildet sich der Erwartungswert der Variablen  $\hat{e}_t$  als  $E\hat{e}_{t+j} = \rho^j \hat{e}_t$ . Dieser Ausdruck konvergiert für  $j \rightarrow \infty$  nur dann, wenn die Eigenwerte von  $\rho$  kleiner als eins sind. Löst man die Modelle für den Fall, dass die exogenen Variablen diesem linearisierten stochastischen Prozess folgen, nach dem obigen Schema und fasst man einige Ausdrücke zusammen, erhält man zunächst die Lösung für  $\tilde{s}_{2t}$  als<sup>16</sup>:

$$\tilde{s}_{2t} = - \left[ \sum_{j=0}^{\infty} \Delta_{s_2}^{-(j+1)} (\Phi_0^{PQ} \rho + \Phi_1^{PQ}) \rho^j \right] \hat{e}_t = \Psi \hat{e}_t.$$

Die Lösung für  $\hat{s}_{1t+1}$  ergibt sich dann nach Einsetzen von  $\Psi \hat{e}_t$  für  $\tilde{s}_{2t}$  und der Zusammenfassung einiger Ausdrücke als<sup>17</sup>:

$$(5) \quad \hat{s}_{1t+1} = Y_{s_1 s_1} \hat{s}_{1t} + Y_{s_1 e} \hat{e}_t.$$

Die Lösungen für  $\hat{s}_{2t}$  und die Entscheidungsvariablen  $\hat{u}_t$  ergeben sich bei Berücksichtigung der AR(1)-Hypothese bezüglich  $\hat{e}_t$  und von Gleichung (1) weiterhin als<sup>18</sup>:

$$(6) \quad \hat{s}_{2t} = Y_{s_2 s_1} \hat{s}_{1t} + Y_{s_2 e} \hat{e}_t.$$

und

<sup>16</sup>  $\Phi_0^{PQ} = (P^{21} Q_{0s_1} + P^{22} Q_{0s_2})$  und  $\Phi_1^{PQ} = (P^{21} Q_{1s_1} + P^{22} Q_{1s_2})$ .

<sup>17</sup>  $Y_{s_1 s_1} = (P_{11} \Delta_{s_1} P_{11}^{-1})$  und  $Y_{s_1 e} = [(P_{11} \Delta_{s_1} P_{11}^{-1} + P_{12} \Delta_{s_2} P^{22}) (P^{22})^{-1} \Psi + Q_{0s_1} \rho + Q_{1s_1}]$ .

<sup>18</sup>  $Y_{s_2 s_1} = -(P^{22})^{-1} P^{21}$ ,  $Y_{s_2 e} = (P^{22})^{-1} \Psi$ ,  $Y_{us_1} = M_{cc}^{-1} M_{cs} (I - (P^{22})^{-1} P^{21})'$  und  $Y_{ue} = M_{cc}^{-1} M_{cs} (0 \quad (P^{22})^{-1} \Psi)' + M_{cc}^{-1} M_{ce}$ .

$$(7) \quad \hat{u}_t = Y_{us_1} \hat{s}_{1t} + Y_{ue} \hat{e}_t.$$

Somit ist es gelungen, für die zukünftige Zustandsvariable ( $\hat{s}_{1t+1}$ ), die Co-Zustandsvariable ( $\hat{s}_{2t}$ ) und Entscheidungsvariablen ( $\hat{u}_t$ ) der Modelle Lösungen in Abhängigkeit der Zustandsvariablen  $\hat{s}_{1t}$  und der exogenen Variablen  $\hat{e}_t$  zu ermitteln. Mit diesen Lösungen und den verbleibenden linearisierten Effizienzbedingungen der Modelle können anschließend Lösungen für die näherungsweise prozentualen Abweichungen der anderen makroökonomischen Variablen in Abhängigkeit von  $\hat{u}_t$ ,  $\hat{s}_t$  und  $\hat{e}_t$  berechnet werden. Auch hier ist es sinnvoll, einige Größen zusammenzufassen, um zu einer kürzeren Schreibweise zu gelangen. Bezeichnet man den Vektor der näherungsweise Abweichungen der anderen endogenen Variablen von ihren jeweiligen *steady state*-Werten mit  $\hat{f}_t$  und die Koeffizientenmatrizen mit  $F$ , lassen sich die Lösungen für die weiteren makroökonomischen Größen der verwendeten Modelle auch als

$$(8) \quad \hat{f}_t = F_u \hat{u}_t + F_{s_1} \hat{s}_{1t} + F_{s_2} \hat{s}_{2t} + F_e \hat{e}_t$$

schreiben. Bei Gültigkeit bestimmter Annahmen ist es also möglich, die verwendeten Modelle zumindest näherungsweise für alle verwendeten Variablen zu lösen.

#### 4. Kalibrierung

Nachdem eine näherungsweise Lösung gefunden wurde, müssen Werte für die Modellparameter und die Parameter der exogenen Schockprozesse festgelegt werden. Aus den oben diskutierten Gründen wurde eine Alternative zur klassischen ökonometrischen Schätzung der Modellparameter entwickelt. Dieser ursprünglich aus dem naturwissenschaftlichen Bereich stammende Ansatz wird in der Literatur üblicherweise als Kalibrierung bezeichnet. Genau wie ein Forscher, der mehr oder weniger willkürlich festlegen muss, dass die Temperatur, bei der Wasser siedet, als  $100^\circ \text{C}$  bezeichnet wird, so muss ein Ökonom bestimmte Beobachtungen auswählen, um ein allgemeines Gleichgewichtsmodell zu kalibrieren<sup>19</sup>.

Die grundlegenden Unterschiede zwischen einer Kalibrierung und traditionellen ökonometrischen Schätzverfahren lassen sich wie folgt zusammenfassen: Während klassische ökonometrische Schätzungen den unbekanntem Parametervektor anhand etablierter mathematisch-statistischer Kriterien festle-

<sup>19</sup> Vgl. Canova, Ortega (2000: 405); Kydland, Prescott (1996: 74). Während im naturwissenschaftlichen Bereich das Verhalten bestimmter Stoffe allerdings klar definiert ist, muss der gleichgewichtige Zeitpfad der Modellvariablen im Rahmen der ökonomischen Forschung erst aus dem Modell errechnet werden (Kydland, Prescott 1996: 70). Für eine ausführliche Diskussion der Unterschiede zwischen naturwissenschaftlicher und ökonometrischer Forschung vgl. Sims (1996: 107–115).

gen, erfolgt die Bestimmung des Parametervektors im Rahmen einer Kalibrierung zu einem großen Teil anhand ökonomischer Kriterien (Canova, Ortega 2000: 408-409; Kydland, Prescott 1996: 69; 74). „In other words, the aim of calibration is not to provide a congruent representation of the data, but simply to find values for the deep parameters of the model that are jointly compatible with the theory and the data in particular wellspecified dimensions“ (Favero 2001: 250).

Die Festlegung des Parametervektors des Modells erfolgt somit keinesfalls völlig willkürlich. Stattdessen wird der Parametervektor üblicherweise so festgelegt, dass das Modell bestimmte (allerdings relativ willkürlich ausgewählte) ökonomische Phänomene des Datensatzes (insbesondere durchschnittliche Verhältnisse endogener Variablen, aber auch bestimmte zeitreihenanalytische Momente) genau reproduziert. Es müssen insgesamt so viele Eigenschaften festgelegt werden, wie unbekannte Parameter des Modells vorhanden sind. Außerdem müssen sich diese Eigenschaften von den zu erklärenden Phänomenen unterscheiden. Ansonsten würde allein die Kalibrierung und nicht die Struktur des Modells dafür sorgen, dass das Modell erfolgreich bei der Erklärung der ausgewählten ökonomischen Phänomene abschneidet. Sofern sich eine genügend große Anzahl eindeutiger und invertierbarer Beziehungen zwischen den ausgewählten Eigenschaften des Datensatzes und den Modellparametern herleiten lässt, können alle Parameter des Modells auf diese Weise eindeutig kalibriert werden (Cooley 1997: 58; Favero 2001: 251).

Befürworter dieser Methodik argumentieren, dass der Lucas-Kritik (Lucas 1976) der ökonometrischen Politikevaluierung in hohem Maße Rechnung getragen wird, da die Parameter von allgemeinen Gleichgewichtsmodellen so genannte tiefe Parameter sind, die nicht aus makroökonomischen empirischen Schätzungen übernommen werden sollten<sup>20</sup>. Sie beschreiben Präferenzen oder (Produktions-)technologische Zusammenhänge und sind somit nach herrschender Meinung unabhängig vom aktuellen politischen Regime (Eichenbaum 1995: 1609; Favero 2001: 214; Lucas 1977: 12; Summers 1991: 135–136).

Bei der Kalibrierung ist zunächst zwischen Parametern innerhalb der exogenen Schockprozesse und den eigentlichen Modellparametern zu unterscheiden. In Bezug auf die exogenen Schocks existieren grundsätzlich zwei Möglichkeiten. Zum einen können diese Parameter rein methodisch motiviert gewählt werden, um grundsätzliche Modelleigenschaften herauszuarbeiten. Zum anderen können in der Realität beobachtbare Schocks die Basis für ihre

<sup>20</sup> In der Literatur werden außerdem noch Parameter, welche die Erwartungsbildung der Wirtschaftssubjekte charakterisieren, genannt. Im Rahmen dieser Arbeit werden ausschließlich tiefe Parameter verwendet. Die Erwartungsbildung erfolgt stets rational, d.h. durch Berechnung des mathematischen Erwartungswertes unter Berücksichtigung der jeweils verfügbaren Informationen.

Kalibrierung bilden (Canova, Ortega 2000: 405). Im Rahmen dieser Arbeit wird in gewisser Weise ein Mittelweg beschritten, da ein Teil der Parameter der exogenen Schockprozesse mit Hilfe ökonometrischer Methoden geschätzt wird, während ein anderer Teil gemäß rein methodischer Überlegungen kalibriert wird. Während die Persistenz des unbekanntem technologischen Schockprozesses stets mit Hilfe ökonometrischer Verfahren geschätzt wird, erfolgt die Festlegung der Standardabweichung der *white noise*-Residuen innerhalb dieses unbekanntem AR(1)-Prozesses teilweise aufgrund rein methodischer Überlegungen. Die Kalibrierung der unbekanntem Parameter des Ölpreisprozesses erfolgt hingegen vollständig gemäß empirischen Schätzungen<sup>21</sup>.

Die eigentlichen Modellparameter werden üblicherweise gemäß einer eindeutig definierten *steady state*-Lösung kalibriert. Die Festlegung der Parameterwerte erfolgt so, dass bestimmte Verhältnisse der *steady state*-Lösungen der endogenen Variablen mit den entsprechenden langfristigen Durchschnittswerten des verwendeten Datensatzes identisch sind. Hierbei wird implizit davon ausgegangen, dass die so gewonnenen Parameterschätzungen exakt sind, d.h. eine Standardabweichung von Null besitzen (Canova, Ortega 2000: 406); Kydland 1992: 477). Je nach Anzahl der Modellparameter und der beobachtbaren endogenen Variablen lassen sich allerdings u.U. nicht für alle Parameterwerte anhand der *steady state*-Lösung festlegen. Zur Kalibrierung dieser Parameter werden in der Literatur verschiedene Verfahren vorgeschlagen<sup>22</sup>:

- Festlegung gemäß rein theoretischer Überlegungen,
- Übernahme von Parameterwerten aus anderen Schätzungen,
- Festlegung aufgrund eines einfachen Momentenvergleichs,
- Formale Schätzung z.B. mit Hilfe der General Method of Moments (GMM; Christiano, Eichenbaum 1992: 436–440), der Standard Method of Moments (SME; Duffie, Singleton 1993) oder einfacher Maximum Likelihood (ML)-Schätzung (McGratten et al. 1993).

Im Rahmen dieser Arbeit werden die meisten Parameter anhand einer eindeutig definierten *steady state*-Lösung kalibriert. In Bezug auf die verbleibenden Parameter werden sowohl Ergebnisse mikroökonomischer Schätzungen genutzt als auch Parameterwerte aus anderen Studien übernommen. Problematisch ist in diesem Zusammenhang, dass implizit eine Kohärenz zwischen verschiedenen makroökonomischen Studien, aber auch zwischen makro- und mikroökonomischen Studien unterstellt wird (Canova 1994: 124; Favero 2001:

<sup>21</sup> Hierbei ist allerdings anzumerken, dass bereits die Festlegung auf einen AR(1)-Prozess eine rein methodisch motivierte Kalibrierung darstellt. Zur Kalibrierung der exogenen Schockprozesse vgl. Abschnitt 2.2 und 3.3 im zweiten sowie 3.2 und 4.2 im dritten Kapitel.

<sup>22</sup> Vgl. Canova, Ortega (2000: 406–407). Für eine Diskussion dieser Verfahren vgl. Canova (1994: 129–131); Gregory, Smith (1993: 703–712).



252; Kydland, Prescott 1991a: 170; Lucke 1998: 100). Außerdem existiert ein gravierendes Selektionsproblem, da aus einer Fülle empirischer Studien und damit zumeist auch aus einer Fülle von Parameterwerten ausgewählt werden kann. Aus diesen Gründen erscheint eine ausführliche Sensitivitätsanalyse in Bezug auf die aus anderen Studien übernommenen Parameter nötig<sup>23</sup>. Einige Autoren sind sogar der Meinung, dass eine Sensitivitätsanalyse in Bezug auf mit Unsicherheit behaftete Parameter essenzieller Bestandteil der Kalibrierung ist (Kydland, Prescott 1991a: 171; Kydland 1992: 478).

Alternativ zur oben beschriebenen Prozedur können auch alle Modellparameter mit Hilfe ökonometrischer Verfahren geschätzt werden. In diesem Zusammenhang lassen sich drei grundsätzliche Ansätze unterscheiden (Conova, Ortega 2000: 407):

1. Berechnung des Parametervektors, der den Mean Square Error (MSE) des Vektors der Störvariablen des linearisierten Differenzgleichungssystems minimiert,
2. Berechnung des Parametervektors, der die Distanz zwischen bestimmten Momenten der Realität und den entsprechenden Momenten des Modells minimiert,
3. Berechnung des Parametervektors, der die Likelihoodfunktion des Datensatzes maximiert.

Der große Vorteil dieser Ansätze liegt in der Berücksichtigung von Unsicherheit in Bezug auf die Parameterwerte. Diese Informationen können in einem zweiten Schritt dazu genutzt werden, den Erklärungsgehalt des Modells in Bezug auf bestimmte Momente anhand formaler Kriterien zu beurteilen.

Das bei der Kalibrierung auftretende Selektionsproblem tritt aber in veränderter Gestalt weiter auf. Beispielsweise wird im Rahmen einer GMM-Schätzung der Parametervektor so festgelegt, dass die Distanz zwischen bestimmten ersten und zweiten Momenten der Realität und den entsprechenden Momenten des Modells minimiert wird<sup>24</sup>. Das Auswahlproblem in Bezug auf die relevanten Momente besteht somit im Grundsatz weiter, so dass auch im Rahmen dieses Verfahrens die ökonomischen Eigenschaften, anhand derer das Modell kalibriert wird, willkürlich festgelegt werden. Außerdem reduziert sich so die Anzahl der Momente, die ex definitione nicht den jeweiligen Wer-

<sup>23</sup> Vgl. Canova (1994: 124); Canova (1995: 478–479). Diesem Einwand wird im Rahmen dieser Arbeit insofern Rechnung getragen, da drei Versionen des Effizienzlohnmodells simuliert werden. Hierbei wird jeweils ein anderes Verhältnis des Konsums eines normal arbeitenden Individuums und des Konsums eines arbeitslosen Individuums angenommen.

<sup>24</sup> Kalibrierung kann also als Spezialfall einer GMM-Schätzung verstanden werden. Denn im Rahmen einer Kalibrierung wird der Parametervektor so „geschätzt“, dass die Distanz zwischen bestimmten ersten Momenten der Realität und den entsprechenden Momenten des Modells gleich null ist.

ten der Realität entsprechen. Die Anzahl der *stylized facts* der Realität, die für die Evaluation des Modells genutzt werden können, ist somit geringer (Canova 1994: 130; 1995: 478; Canova, Ortega 2000: 408).

Außerdem ist die Stichprobenunsicherheit, welche im Rahmen einer GMM-Schätzung gemessen werden kann, nach Selektion der Momente und des Datensatzes zumeist sehr klein. Dies spiegelt aber nicht die wahre Unsicherheit wider, die im Rahmen einer Kalibrierung zu beachten ist, da ein Großteil des Schätzproblems eben in der Auswahl der richtigen Momente und eines entsprechenden Datensatzes liegt. Denn i.d.R. stehen so viele Zeitpunkte zur Verfügung, dass beispielsweise die relative Standardabweichung des privaten Konsums mit relativ großer Sicherheit bestimmt und die Modellparameter entsprechend geschätzt werden können. Trotzdem besteht auch in Bezug auf dieses Moment ein gewisses Maß an Unsicherheit: Zum einen ist fraglich, ob die Zeitreihe des privaten Konsums auch das richtige Pendant zur entsprechenden Variable des Modells darstellt. Zum anderen ist unklar, ob das Modell tatsächlich anhand dieses Moments kalibriert werden sollte<sup>25</sup>. Schließlich kommt es im Rahmen der GMM-Methode häufig zu verzerrten Schätzungen, so dass es zu einer Scheinregression kommen kann (Conova et al. 1994: 408).

Insgesamt scheint die GMM-Methode im Vergleich zur Kalibrierung neben einigen Vorteilen auch relativ viele Nachteile zu beinhalten. Außerdem sind die Ergebnisse sehr ähnlich, sofern die relevanten Momente entsprechend ausgewählt werden<sup>26</sup>. Die anderen genannten Verfahren bieten zumindest in der genannten ursprünglichen Form ebenfalls viele Nachteile und haben bei der Kalibrierung von DSGE-Modellen keine große Verbreitung erlangt. Im Rahmen dieser Arbeit wird daher auf eine formale Schätzung der Parameter verzichtet.

## 5. Evaluation des Modells

Nachdem alle Parameter kalibriert wurden, muss das Modell im Sinne der Fragestellung evaluiert werden. Wie oben erwähnt, besteht die Aufgabe einer Evaluierung nicht darin, die Frage zu beantworten, ob ein Modell im statistischen Sinne falsch ist. Vielmehr muss diagnostiziert werden, in welcher Hinsicht ein bestimmtes Modell gut oder schlecht abschneidet. Klassische ökonomische Testverfahren sind in diesem Zusammenhang allerdings wenig hilfreich, da Modelle evaluiert werden sollen, die im statistischen Sinne a priori als falsch angesehen werden (Canova 1994: 124; Eichenbaum 1995: 1609).

<sup>25</sup> Vgl. Canova (1994: 130); Canova (1995: 478); Canova, Ortega (2000: 408). Zur Problematik der Auswahl der richtigen Zeitreihen und Momente vgl. auch Abschnitt 1 im zweiten Kapitel.

<sup>26</sup> Vgl. in diesem Zusammenhang insbesondere Tabelle 12, die kalibrierten Werte in Alexopoulos (2003) sowie die in Alexopoulos (2004) geschätzten Werte.

Außerdem bietet ein formaler ökonometrischer Test so gut wie keine Hilfe für eine theoretische Neuformulierung des Modells (Favero 2001: 249; Summers 1991: 135; Wickens 1995: 1644).

Die Evaluation eines kalibrierten Modells erfordert daher mehrere Schritte: Zunächst müssen die zu erklärenden *stylized facts* ausgewählt werden. Die Auswahl richtet sich nach der Fragestellung und nach dem verwendeten Modelltyp. In der Regel wird analysiert, inwieweit ein Modell in der Lage ist, bestimmte zweite Momente des Datensatzes zu reproduzieren (Canova, Ortega 2000: 409–410). Eine Alternative stellt ein Vergleich des allgemeinen Gleichgewichtsmodells mit einem geschätzten VAR-Modell dar. In diesem Zusammenhang können entweder die Anzahl der Einheitswurzeln in den Differenzgleichungen des VAR-Modells (Canova et al. 1994), die Koeffizienten des VAR-Modells (Smith 1993) oder die Reaktion der Variablen nach einem exogenen Schock (Cogley, Nason 1994: 45–62) mit den entsprechenden Eigenschaften des linearisierten allgemeinen Gleichgewichtsmodells verglichen werden.

Im zweiten Kapitel sollen vor allem konjunkturelle Muster des Arbeitsmarktes mit Hilfe von Technologieschocks erklärt werden. In diesem Zusammenhang sind daher insbesondere Momente, die das konjunkturelle Verhalten der Variablen Beschäftigung und Reallohn charakterisieren, von Interesse. Im dritten Kapitel wird primär der Einfluss von Ölpreisschocks auf konjunkturelle Schwankungen analysiert. Im Mittelpunkt steht daher eine Quantifizierung dieser Effekte und eine Evaluation der Modelle anhand von Momenten, welche das Verhalten von Ölpreis und Energieeinsatz charakterisieren. Außerdem erfolgt eine Evaluation mit Hilfe der Impuls-Antwort-Funktionen (IRF) eines geschätzten VAR-Modells. Zuvor wird in beiden Kapiteln die generelle Fähigkeit der Modelle analysiert, konjunkturelle Muster der verwendeten Variablen zu erklären. Auch zur Beurteilung dieser allgemeinen Fähigkeiten werden theoretische Momente der Modelle herangezogen.

Mit Hilfe der bereits hergeleiteten allgemeinen Modelllösung lassen sich die IRF und zeitreihentheoretische Momente der endogenen Variablen relativ leicht berechnen. Hierzu ist es sinnvoll, zunächst die Gleichungen (4) und (5) zu

$$(9) \quad \hat{S}_{t+1} = M\hat{S}_t + \hat{\varepsilon}_{t+1}$$

sowie die Gleichungen (6), (7) und (8) zu

$$(10) \quad \hat{F}_t = H\hat{S}_t$$

zusammenzufassen, wobei

$$\hat{S}_t = \begin{pmatrix} \hat{S}_{1t} \\ \hat{e}_t \end{pmatrix}, M = \begin{pmatrix} Y_{s_1 s_1} & Y_{s_1 e} \\ 0 & \rho \end{pmatrix}, \hat{\varepsilon}_t = \begin{pmatrix} 0 \\ \varepsilon_t \end{pmatrix}, \hat{F}_t = \begin{pmatrix} \hat{S}_{2t} \\ \hat{u}_t \\ \hat{f}_t \end{pmatrix}$$

und

$$H = \begin{pmatrix} Y_{s_2 s_1} & Y_{s_2 e} \\ Y_{us_1} & Y_{ue} \\ F_u Y_{us_1} + F_{s_1} + F_{s_2} Y_{s_2 s_1} & F_u Y_{ue} + F_e + F_{s_2} Y_{s_2 e} \end{pmatrix}.$$

Diese Modelldarstellung wird üblicherweise auch als *state-space*-Form bezeichnet. Zur Berechnung von IRF wird ausgenutzt, dass sich Gleichung (9) als *moving average* (MA)-Prozess darstellen lässt

$$\begin{aligned} \hat{S}_t &= M \hat{S}_{t-1} + \hat{\varepsilon}_t \\ &= M^2 \hat{S}_{t-2} + \hat{\varepsilon}_t + M \hat{\varepsilon}_{t-1} \\ &\quad \vdots \\ &= \hat{\varepsilon}_t + M \hat{\varepsilon}_{t-1} + M^2 \hat{\varepsilon}_{t-2} + \dots \end{aligned}$$

IRF bezeichnen nichts anderes als die Reaktion einer Variablen  $i$  auf eine Veränderung einer exogenen Variablen  $j$  im Zeitpunkt  $t - k$ . Diese Veränderung ist das entsprechende Element innerhalb der Matrix  $M^k$ . Bezeichnet man die Reaktion einer Variablen  $i$  auf eine Veränderung einer exogenen Variablen  $j$  im Zeitpunkt  $t - k$  mit  $(IRF_{ij}^S(k))$ , berechnet sich der Wert der IRF für eine *state*-Variable im Zeitpunkt  $k$  durch

$$IRF_{ij}^S(k) = M_{ij}^k$$

und für alle anderen Variablen durch

$$IRF_{ij}^F(k) = H M_{ij}^k.$$

Um theoretische Momente der Modelle zu berechnen, wird die Matrix  $M$  gemäß dem verwendeten Schema zu  $M = P_M \Delta_M (P_M)^{-1}$  zerlegt. Die Matrix  $P_M$  enthält die Eigenvektoren und die Matrix  $\Delta_M$  die entsprechenden Eigenwerte auf der Diagonalen. Die Kovarianz zwischen zwei Elementen  $\tilde{S}_{jt}$  und  $\tilde{S}_{it}$  der Matrix  $\tilde{S}_t$  errechnet sich durch

$$E[\tilde{S}_{jt} \tilde{S}_{it}] = \frac{1}{1 - \Delta_{Mj} \Delta_{Mi}} E[\tilde{\varepsilon}_{jt} \tilde{\varepsilon}_{it}],$$

wobei

$$\tilde{S}_t = (P_M)^{-1} \hat{S}_t, \tilde{\varepsilon}_t = (P_M)^{-1} \hat{\varepsilon}_t.$$

Nach Umkehrung des Transformationsprozesses ergeben sich die Momente in Bezug auf die ursprünglichen im Vektor  $\hat{S}_t$  enthaltenen Variablen

$$E[\hat{S}_{jt} \hat{S}_{it}'] = P_M E[\tilde{S}_{jt} \tilde{S}_{it}'] (P_M)^{-1}.$$

Die AR(1)-Spezifikation des linearisierten Gleichungssystems macht die Berechnung von nicht-kontemporären Kovarianzen für jede gewünschte Lag-Länge ebenfalls einfach. Es ergibt sich

$$E[\hat{S}_t \hat{S}_{t-k}'] = E[\hat{S}_t \hat{S}_t'] M^k$$

und

$$E[\hat{S}_t \hat{S}_{t+k}'] = E[\hat{S}_t \hat{S}_t'] (M')^k.$$

Kovarianzen in Bezug auf die im Vektor  $\hat{F}_t$  enthaltenen Variablen lassen sich ebenfalls problemlos berechnen

$$E[\hat{S}_t \hat{F}_{t-k}'] = E[\hat{S}_t \hat{S}_{t-k}'] H'$$

und

$$E[\hat{F}_t \hat{F}_{t-k}'] = H E[\hat{S}_t \hat{S}_{t-k}'] H'.$$

Nachdem die *stylized facts* des Modells berechnet wurden, muss im nächsten Schritt eine Methode gefunden werden, mit der die Distanz zwischen den simulierten Momenten und den entsprechenden Momenten der Realität quantifiziert und die Güte des Modells evaluiert werden kann. Allerdings wird im Rahmen der Kalibrierung traditionell auf die Präsentation einer expliziten Metrik zur Evaluation des Modells verzichtet (Canova, Ortega 2000: 409–410). Für Verfechter der Kalibrierung hängt die Möglichkeit der eindeutigen Beantwortung einer Fragestellung in erster Linie von der Güte der zugrundeliegenden Theorie und der adäquaten Messung ökonomischer Phänomene ab. Die Bewertung der Distanz zwischen Daten- und Modellwelt im statistisch-ökonometrischen Sinne ist hingegen eher unbedeutend (Kydland, Prescott 1991a: 171; Kydland 1992: 478.). Entscheidend ist nicht die Analyse der Fähigkeit eines Modells, die Realität möglichst genau zu reproduzieren, sondern in Bezug auf die Erklärung bestimmter *stylized facts* einem anderen Modell überlegen zu sein. In diesem Zusammenhang kann auf eine formale Evaluation verzichtet werden, da auch ausgefeilte ökonometrische Methoden nichts finden können, was mit bloßem Auge nicht gesehen werden kann (Summers 1991: 146).

Obwohl man über die Allgemeingültigkeit dieser Aussagen sicherlich streiten kann, scheinen sie mit Blick auf die aufgeworfenen Fragestellungen – zumin-

dest ex post – zuzutreffen. Die Unterschiede zwischen den analysierten Modellen in Bezug auf konjunkturelle Muster des deutschen Arbeitsmarktes sind ausreichend groß, um die Überlegenheit eines Modelltyps durch einen informellen Vergleich abzuleiten<sup>27</sup>. In Bezug auf den konjunkturellen Einfluss von Ölpreisschocks sind die Ergebnisse aller betrachteten Modelle relativ ähnlich, so dass auch diese Fragestellung ohne Rückgriff auf ausgefeilte Metriken mit gewisser Sicherheit beantwortet werden kann. Aus diesen Gründen wird im Rahmen dieser Arbeit auf die Anwendung formaler Evaluationstechniken verzichtet.

Für eine Evaluation der Ergebnisse mit Hilfe formalerer Gütekriterien werden in der Literatur unterschiedlichste Verfahren vorgeschlagen. Diese lassen sich folgendermaßen systematisieren (Canova, Ortega 2000: 410–411):

- Ansätze, die weder die Stichprobenunsicherheit des Datensatzes noch die Unsicherheit in Bezug auf die Eigenschaften der Modellökonomie berücksichtigen; stattdessen werden die statistischen Eigenschaften der Abweichungen der realen von den simulierten Zeitreihen genutzt, um die Metrik, mit der die Distanz zwischen Modell und Realität gemessen wird, zu beschränken (Watson 1993)<sup>28</sup>,
- Ansätze, welche die Stichprobenunsicherheit des Datensatzes und ihre Auswirkungen auf die zu erklärenden *stylized facts* (und eventuell die Schätzungen der Modellparameter) in Betracht ziehen, um ein statistisches Maß für die Distanz zwischen Modell und Daten zu liefern (Christiano, Eichenbaum 1992: 436–440; Cecchetti et al. 1993: 32–41; Fève, Langot 1994: 16–21; Diebold et al. 1998: 433–451; Ortega 1995),
- Ansätze, welche die Unsicherheit in Bezug auf die Eigenschaften des Modells (verursacht durch Unsicherheit bezüglich der exogenen Schocks oder der exogenen Schocks und der Modellparameter) berücksichtigen, um ein statistisches Maß für die Distanz zwischen Modell und Daten zu liefern (Gregory, Schmih 1991; Söderlind 1994: 114–121; Coogley, Nason 1994: 45–62; Canova 1994: 1995: 482–498),
- Ansätze, welche sowohl die Stichprobenunsicherheit des Datensatzes als auch die Unsicherheit in Bezug auf die Eigenschaften des Modells (verursacht durch Unsicherheit bezüglich der Modellparameter oder der exogenen Schocks und der Modellparameter) mit einbeziehen, um das Modell formell zu evaluieren (DeJong et al. 1996: 125–141; Canova, De Nicoló 2003: 237–242).

<sup>27</sup> Zur Diskussion dieses Kriteriums, vgl. auch Sims (1996: 109–110).

<sup>28</sup> Eine Anwendung dieser Methode in Rahmen eines RBC-Modells für Deutschland findet man bei Lucke (1998: 124–149; 327–337).

## 6. Zusammenfassung und Ausblick

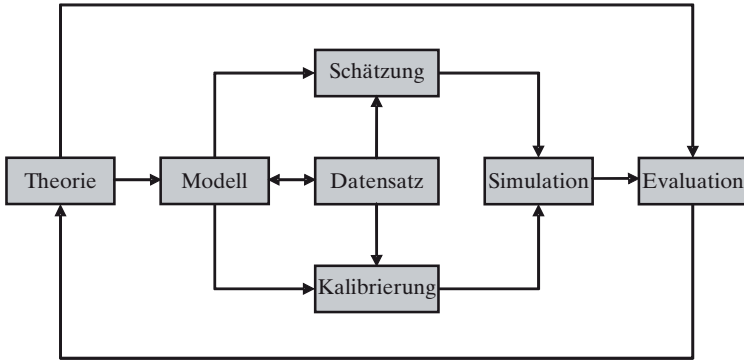
Schaubild 1 stellt die Methodik der Kalibrierung und der computergestützten Simulation grafisch dar. Der Hauptunterschied zwischen Kalibrierung und einer klassischen ökonomischen Schätzung wird anhand der wechselseitigen Beziehung zwischen Modell und Datensatz deutlich. Während ein traditionelles ökonomisches Modell allein durch den verwendeten Datensatz bestimmt wird (und nicht umgekehrt), gehen Verfechter der Kalibrierung davon aus, dass die zu erklärenden *stylized facts* zu einem gewissen Anteil auch durch die theoretische Spezifikation des Modells bestimmt werden. Da dies aber eben nur zu einem bestimmten Anteil der Fall ist, führt eine Erhöhung des Stichprobenumfangs automatisch zu einer Ablehnung des Modells als wahren datenerzeugenden Prozess (Canova 1994: 124; Favero 2001: 250).

Schaubild 1 macht außerdem deutlich, dass Kalibrierung und klassische ökonomische Schätzverfahren keine perfekten Substitute sind, sondern sich durchaus ergänzen können und sollten (Wickens 1995: 1642–1643). „All the lines of work described in the previous section, including real business cycle modelling, are potentially useful, and the lines of work show some tendency to converge. We would be better off if we spend more time in reading each others’ work and less in thinking up grand excuses for ignoring it” (Sims 1996: 119). Allerdings werden ökonomische Schätzungen im Rahmen einer Kalibrierung üblicherweise im Sinne einer mechanistischen Punktschätzung genutzt. Der stochastische Charakter der Variablen und die daraus resultierende Unsicherheit in Bezug auf die unbekanntes Modellparameter wird bei der Evaluation des DSGE-Modells üblicherweise völlig vernachlässigt (Favero 2001: 251–252). Aufgrund der deterministischen Beziehung zwischen den Parametern und den endogenen Variablen lassen sich auch bei stochastischen Schocks alle für die Fragestellung relevanten Eigenschaften eines Modells mit beliebig großer Sicherheit bestimmen<sup>29</sup>. Da die zu erklärenden *stylized facts* der Realität ebenfalls deterministischen Charakter besitzen, besteht somit keine Möglichkeit, eine Verteilungsfunktion der Distanz zwischen den Momenten des Modells und den Momenten des Datensatzes zu berechnen. Eine Sensitivitätsanalyse hilft diesbezüglich auch nicht weiter, da die Anzahl der getesteten Parametervariationen zur Berechnung einer Verteilungsfunktion viel zu klein ist (Canova 1994: 124; 1995: 478; Canova, Ortega 2000: 411; Kydland, Prescott 1996: 75).

Eine neuere, Erfolg versprechende Verschmelzung zwischen Kalibrierung und traditionellen ökonomischen Schätzverfahren stellen bayesianische

<sup>29</sup> Wie erläutert erfolgt die Berechnung der relevanten Momente und IRF der Modelle analytisch, d.h. in Bezug auf die Eigenschaften der simulierten Modelle besteht keine Stichprobenunsicherheit.

Schaubild 1

**Kalibrierung und Evaluation**

Quelle: Favero (2001: 250) und Übersetzung des Autors.

Schätzverfahren dar<sup>30</sup>. Im Rahmen dieser Verfahren werden die Eigenschaften eines allgemeinen Gleichgewichtsmodells mit denen eines rein empirisch motivierten Referenzmodells verglichen (Schorfheide 2000: 646). Hierzu werden zum einen für alle Parameter des Modells im theoretischen Sinne adäquate a priori-Verteilungen angenommen. Somit wird der Tatsache Rechnung getragen, dass ein Forscher i.d.R. aus theoretischen Gründen mit relativer Sicherheit sagen kann, in welchem Intervall der Wert für einen bestimmten Parameter eines allgemeinen Gleichgewichtsmodell liegt, in Bezug auf die genauen Werte allerdings ein gewisses Maß an Unsicherheit vorhanden ist (Canova 1994: 128; 1995: 479; DeJong et al. 1996: 1–2;). Zusätzlich zu diesen a priori-Verteilungen in Bezug auf die Modellparameter wird auch die Unsicherheit in Bezug auf die Koeffizienten eines theorieleeren empirischen Modells berücksichtigt. Hierzu wird ein ökonometrisches Modell (üblicherweise ein VAR-Modell) geschätzt und die Likelihoodfunktion mit Hilfe des Datensatzes berechnet. Durch Verschmelzung dieser Likelihood-Funktion mit den vorab gesetzten a priori-Verteilungen gemäß bayesianischer Gesetze lässt sich eine posteriori-Verteilung in Bezug auf die für die Beantwortung der Fragestellung relevanten Momente berechnen. Somit ergibt sich ein generelles Evaluationskriterium, da zu erklärenden Phänomenen Wahrscheinlichkeiten zugeordnet werden können. Durch Vergleich der a priori-Eigenschaften des

<sup>30</sup> Bereits erwähnte Verfahren (Canova (1994; 1995) können wegen der Nutzung von a priori-Informationen teilweise ebenfalls als bayesianisch bezeichnet werden. Allerdings wird in diesem Verfahren nicht die a priori-Verteilung des alternativen empirischen Modells berechnet, sondern nur die Stichprobenunsicherheit des Datensatzes in Bezug auf die zu erklärenden Momente berücksichtigt (DeJong et al. 1996: 2).



Modells und der entsprechenden posteriori-Verteilungen lässt sich die Güte des Modells mit Hilfe einer formellen Metrik beurteilen. Außerdem können verschiedene Modelle durch den Vergleich einer Verlustfunktion miteinander verglichen werden (DeJong et al. 1996: 1–2; Schorfheide 2000: 646–647). Schließlich besitzt die Methodik eine Art eingebaute Sensitivitätsanalyse, da von den posteriori-Verteilungen der Parameter auf die Robustheit der Ergebnisse geschlossen werden kann (DeJong et al. 1996: 2).

Je nach angenommener a priori-Verteilung der Modellparameter und der Parameter der exogenen Schocks lassen sich die Kalibrierung und ML-Schätzung als Spezialfall des allgemeinen bayesianischen Rahmens herleiten. Wählt ein Forscher für alle Parameter eine Punktverteilung als a priori-Verteilung, so besteht seiner Meinung nach keine Unsicherheit bezüglich des Parametervektors, und die Eigenschaften des Modells sind ebenfalls punkverteilt. Dieser Fall entspricht dann einer traditionellen Kalibrierung (DeJong et al. 1996: 2–3). Existiert keinerlei Vorwissen über die Wahrscheinlichkeit möglicher Parameter (im Rahmen eines allgemeinen Gleichgewichtsmodells unwahrscheinlich), so würde man Gleichverteilungen als a priori-Verteilungen festlegen. In diesem Fall erhält man die gleichen Ergebnisse wie im Rahmen einer ML-Schätzung.

Somit bieten neuere bayesianische Methoden den Vorteil, verschiedene Formen der Unsicherheit zu berücksichtigen sowie formelle Kriterien für die Beurteilung allgemeiner Gleichgewichtsmodelle zu bieten, ohne die Grundgedanken der Kalibrierung völlig aufzugeben. Dieser Vorteil hat allerdings den Nachteil, dass die Ergebnisse insbesondere durch die Auswahl „passender“ a priori-Verteilungen beeinflussbar sind. Außerdem verursacht die Umsetzung dieser Ideen in der Praxis einen beträchtlichen Computeraufwand (Schorfheide 2000: 658–666). Aus diesem Grund werden im Rahmen dieser Arbeit noch keine bayesianischen Schätzverfahren angewendet. Eine bayesianische Analyse der verwendeten Modelle, unter Verwendung der im Rahmen dieser Arbeit kalibrierten Parameterwerte als Mittelwert von a priori-Verteilungen, ist aber eine sinnvolle Aufgabe für weitergehende Forschungsarbeiten<sup>31</sup>.

---

<sup>31</sup> Für bereits existierende Studien, in denen zumeist neuklassische DSGE-Modelle unter Verwendung bayesianischer Methoden geschätzt und evaluiert werden, vgl. z.B. Lubik, Schorfheide (2005); Ratto et al. (2005); Smets, Wouters (2002; 2004; 2005).

## Zweites Kapitel

### Evaluation ausgewählter RBC-Modelle anhand konjunktureller Muster in Deutschland

In diesem Kapitel wird die Fähigkeit ausgewählter RBC-Modelle analysiert, bestimmte *stylized facts* der deutschen Konjunktur – insbesondere konjunkturelle Muster des Arbeitsmarktes – zu erklären. Konkret werden folgende Fragestellungen beantwortet:

- Wie gut schneidet ein *indivisible labor*-Modell bei der Erklärung der *stylized facts* der deutschen Konjunktur ab?
- Können die verbleibenden Unterschiede zwischen den theoretisch erklärbaren Momenten und den entsprechenden Phänomenen der Realität durch die Integration der Effizienzlohntheorie beseitigt werden?

Im Unterschied zu den meisten RBC-Studien werden auch nicht-kontemporäre Korrelationen betrachtet. Somit wird der Tatsache Rechnung getragen, dass die Arbeitsmarktvariablen Reallöhne und Arbeitsproduktivität, zumindest nach dem verwendeten Datensatz zu urteilen, nachlaufenden Charakter haben. Die Güte der hier analysierten Modelle lässt sich nicht zuletzt daran beurteilen, ob sie in der Lage sind, diese konjunkturellen Muster zu reproduzieren<sup>1</sup>. Da die Standardabweichung der *white noise*-Größe des stochastischen Prozesses der totalen Faktorproduktivität stets so gewählt wird, dass die Standardabweichung des Modelloutputs (in %) der Varianz des deutschen BIP (in %) entspricht, werden im Folgenden nur relative Standardabweichungen ausgewiesen.

Im ersten Abschnitt dieses Kapitels wird der verwendete Quartalsdatensatz analysiert. Hierzu werden die Zeitreihen zunächst beschrieben. Außerdem wird versucht, mit Hilfe visueller Darstellungen und ökonometrischer Tests grundsätzliche Eigenschaften herauszuarbeiten. Dies ist insbesondere wichtig, da zunächst Saison- und Trendkomponente eliminiert werden müssen, bevor konjunkturelle Phänomene mit Hilfe zeitreihenanalytischer Momente

---

<sup>1</sup> Die ausführliche Beschreibung der zu erklärenden *stylized facts* erfolgt in Abschnitt 1.2.

charakterisiert werden können<sup>2</sup>. Mit Hilfe der trendbereinigten Zeitreihen werden dann die zu erklärenden *stylized facts* der deutschen Konjunktur diskutiert.

Im zweiten Abschnitt wird zunächst ein *standard indivisible labor*-Modell hinsichtlich seiner Fähigkeiten evaluiert, die zuvor diskutierten Phänomene zu erklären. Hierzu werden die im Gleichgewicht stets gültigen Effizienzbedingungen, die *steady state*-Lösung des Modells und eine approximative Modelllösung bei Abweichungen vom *steady state* hergeleitet. Anschließend wird das Modell gemäß dem verwendeten Datensatz kalibriert. Schließlich werden die Simulationsergebnisse präsentiert und der Erklärungsgehalt des Modells in Bezug auf die konjunkturellen Phänomene evaluiert.

Im dritten Abschnitt wird dann die Frage zu beantwortet, ob und in welcher Hinsicht die Integration von Effizienzlöhnen in ein RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit den Erklärungsgehalt des Modells in Bezug auf die konjunkturellen Muster des deutschen Arbeitsmarktes erhöhen kann. Hierbei wird analog zum vorherigen Abschnitt vorgegangen. Um die Ergebnisse des Effizienzlohnmodells unmittelbar mit den Ergebnissen des RBC-Modells mit unteilbarer Arbeitszeit vergleichen zu können, werden die Simulationsergebnisse des *indivisible labor*-Modells bei der Evaluation des Effizienzlohnmodells nochmals mit ausgewiesen. Im letzten Abschnitt werden die Ergebnisse zusammengefasst.

## 1. Datenanalyse

### 1.1 Charakterisierung der verwendeten Zeitreihen

Beim verwendeten Datensatz handelt es sich um Quartalsdaten für den Zeitraum 1970: I bis 2003: IV. Ein ökonometrisches Problem stellt sicherlich die deutsche Wiedervereinigung dar. Westdeutsche und gesamtdeutsche Daten werden mit Hilfe der TRIAN-Methode kombiniert. Da im Rahmen dieser Arbeit ausschließlich die Auswirkungen angebotsseitiger Schocks auf reale makroökonomische Variablen analysiert werden, werden im Folgenden ausschließlich reale, d.h. inflationsbereinigte Zeitreihen verwendet. Wann immer eine Inflationsbereinigung nötig erscheint, geschieht dies mit Hilfe des BIP-Deflators (1995 = 100) des Statistischen Bundesamtes. Anschließend erfolgt für alle Daten eine Saisonbereinigung. Hierbei wird die X12-Methode im Computerprogramm „EViews 4.0“ (multiplikative Faktoren) verwendet. Eine Ausnahme stellt die Zeitreihe des Kapitalstocks dar. Da diese aus Jahresdaten interpoliert wird, ist eine Saisonbereinigung überflüssig.

<sup>2</sup> Außerdem lässt sich ableiten, mit welcher Wahrscheinlichkeit die deutsche Volkswirtschaft einem langfristigen deterministischen Wachstumspfad folgt, welchen die verwendeten Modelle implizieren.

Als wichtigster Indikator zur Analyse der wirtschaftlichen Entwicklung und insbesondere auch zur Analyse konjunktureller Schwankungen wird – neben der Beschäftigung – im Allgemeinen die gesamtwirtschaftliche Produktion angesehen (Lucas 1977: 9–10, 23). Im Rahmen dieser Arbeit wird angenommen, dass der Output einer Volkswirtschaft dem Bruttoinlandsprodukt (BIP) entspricht. Zur Analyse des Outputents wird daher im Folgenden die Zeitreihe des vom Statistischen Bundesamt ermittelten BIP verwendet.

Zur empirischen Bestimmung des gesamtwirtschaftlichen Konsums dient der private Konsum. Diese Zeitreihe wird ebenfalls vom Statistischen Bundesamt ermittelt. Die Verwendung des privaten Konsums erscheint jedoch insofern problematisch, da die Staatsquote in Deutschland im internationalen Vergleich, insbesondere im Vergleich zur „Referenzökonomie“ USA, relativ hoch ist<sup>3</sup>. Somit ist anzunehmen, dass der Staat in Deutschland auch als Konsument eine relativ große Bedeutung hat und einen Teil der privaten Konsumnachfrage verdrängt. In allen verwendeten Modellen wird kein Staat modelliert, d.h. die Modellvariable Konsum spiegelt die kompletten Bedürfnisse der privaten Wirtschaftssubjekte nach Konsumgütern wider. Aus diesem Grund sollte die Konsumquote in den betrachteten Modellökonomien im Durchschnitt signifikant höher sein als die in der Realität gemessene, sofern nur privater Konsum in der Zeitreihe berücksichtigt wird. Andererseits kann man sicherlich darüber streiten, in welchem Maße staatlicher Konsum ein direktes Substitut für privaten Konsum in den darstellt. Außerdem liegt der Schwerpunkt dieser Arbeit auf der Erklärung konjunktureller Phänomene des Arbeitsmarktes und darauf aufbauend auf der Bedeutung angebotsseitiger Schocks für die Konjunktur. Würde man den Schwerpunkt eher auf die Erklärung des konjunkturellen Verhaltens des gesamtwirtschaftlichen Konsums legen, wäre sicherlich eine gründlichere Analyse des Problems und u.U. eine entsprechende Anpassung der verwendeten Zeitreihe und/oder der Modelle nötig.

Zur Messung der gesamtwirtschaftlichen Investitionen wird die Zeitreihe der ebenfalls vom Statistischen Bundesamt ermittelten Bruttoanlageinvestitionen verwendet.

Bei der Ermittlung des Kapitalstocks wird auf eine Zeitreihe zurückgegriffen, die von der Organisation for Economic Co-Operation and Development (OECD) gemessen wird. Es handelt sich hierbei um die Zeitreihe des Kapitalstocks für Deutschland aus den OECD *Main Economic Indicators*. Diese Reihe, die zunächst in US-Dollar ausgewiesen wird, wird mit Hilfe des Wechselkurses in Euro umgerechnet. Leider sind nur Jahresdaten vorhanden. Quartalswerte werden daher mittels Interpolation berechnet.

<sup>3</sup> Nach aktuellen Messungen beträgt die Staatsquote in Deutschland knapp 50% (z.B. Statistisches Bundesamt 2006), während sie für die USA nur ca. 30% erreicht (z.B. OECD 2006).

Zur Analyse des konjunkturellen Verhaltens des deutschen Arbeitsmarktes sind insbesondere die Zeitreihen der gesamtwirtschaftlichen Beschäftigung und der Reallöhne interessant. Im Rahmen dieser Arbeit wird stets unterstellt, dass die gesamtwirtschaftliche Beschäftigung durch die insgesamt geleisteten Arbeitsstunden gemessen werden kann. Die Beschäftigung ergibt sich also aus dem Produkt der Zeitreihen „Arbeitnehmer“, „durchschnittliche Arbeitszeit pro Tag“ und „Arbeitstage im Quartal“. Alle Zeitreihen werden vom Statistischen Bundesamt ermittelt.

In Bezug auf die reale Entlohnung wird ebenfalls auf eine Zeitreihe des Statistischen Bundesamtes zurückgegriffen. Es handelt sich hierbei um den Index der tariflichen Stundenlöhne (1995 = 100). Die Verwendung einer Zeitreihe, die ausschließlich tariflich fixierte Löhne enthält, erscheint auf den ersten Blick problematisch. Beispielsweise wäre zu erwarten, dass die Tariflöhne weniger schwanken als andere frei wählbare Löhne und Gehälter. Die weitere Analyse der Zeitreihe (s.u.) offenbart aber, dass diese Befürchtungen unbegründet sind<sup>4</sup>. Eine alternative Zeitreihe, „Hourly Earnings in Manufacturing“ der OECD, weist außerdem sehr ähnliche zyklische Eigenschaften auf.

Die Zeitreihe Arbeitsproduktivität wird nicht direkt ermittelt, sondern ergibt sich als Quotient der Zeitreihen Output und Beschäftigung.

Die im Folgenden verwendeten RBC-Modelle weisen alle eine eindeutige *steady state*-Lösung entlang eines deterministischen Wachstumspfad (*balanced growth path*) auf. In Bezug auf den permanenten, wachstumsinduzierenden technischen Fortschritt wird in diesem Modellrahmen angenommen, dass dieser Harrod-neutral ist. Diese Annahme hat einige restriktive Implikationen für die verwendeten Zeitreihen zur Folge:

- Die Zeitreihe Beschäftigung ist ohne eine entsprechende Transformation stationär.
- Alle anderen Zeitreihen lassen sich durch Eliminierung eines deterministischen Zeittrends, welcher der Wachstumsrate des technischen Fortschritts entspricht, stationarisieren.
- Das Verhältnis der meisten makroökonomischen Variablen zueinander ändert sich im Zeitablauf nicht. Die Verhältnisse derjenigen makroökonomischen Variablen, die mit gleicher Rate wachsen, sind also ohne entsprechende Transformation stationär (King et al. 1988a: 200–204).

Bei Gültigkeit dieser Annahmen müssten alle logarithmierten Zeitreihen – außer der Beschäftigung – durch Abzug eines gleichen, deterministischen Trends stationarisiert werden. Zur Analyse der konjunkturellen Eigenschaften

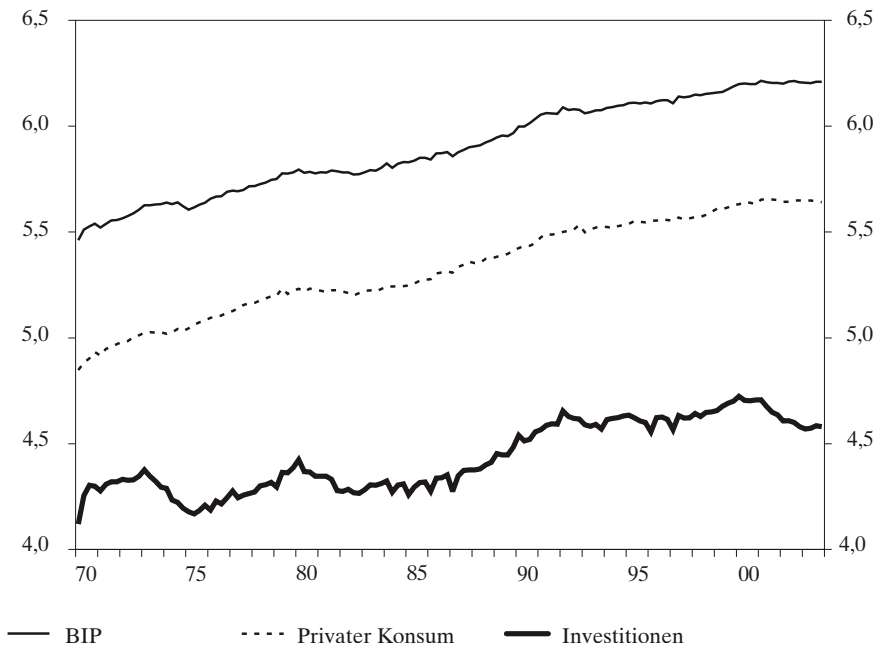
---

<sup>4</sup> Gemäß dem verwendeten Datensatz ist beispielsweise die relative Standardabweichung der Reallöhne in Deutschland größer als die in den USA. Vgl. dazu Abschnitt 1.2.

Schaubild 2

**BIP und ausgewählte Komponenten**

1970 bis 2003; in Mrd. , Logarithmen



Eigene Berechnungen nach Angaben des Statistisches Bundesamtes.

ten der Beschäftigung könnte hingegen die ursprüngliche Reihe (in logarithmierter Form) verwendet werden<sup>5</sup>.

Schaubild 2 zeigt das BIP und die beiden Komponenten privater Konsum und Investitionen. Alle Variablen wurden logarithmiert, so dass sie bei Gültigkeit der obigen Annahmen einen gleichen linearen Trend aufweisen müssten. Auf den ersten Blick erscheint diese Annahme zumindest bis Ende der neunziger Jahre durchaus adäquat zu sein. Da sich die Abstände der drei Linien nicht substantziell ändern, kann auch ein gleicher Trend nicht ausgeschlossen werden. Ende der neunziger Jahre scheint sich das Wachstum bei allen drei Variablen allerdings abzuschwächen, so dass für diesen Zeitraum eine geringere oder abnehmende Rate des Harrod-neutralen technischen Fortschritts angenommen werden könnte.

<sup>5</sup> Sofern nichts Gegenteiliges vermerkt ist, handelt es sich in diesem Kapitel stets um logarithmierte Zeitreihen.

Tabelle 1

**Ergebnisse der Holden-Perman-Prozedur in Bezug auf die logarithmierten Zeitreihen**

Variable	BIP	Konsum	Investition	Kapital	Beschäftigte	Löhne
Lags	–	–	–	1	1;2;8	1
Schritt 2 ( $\Phi_3$ )						
$H_0:(a_0, a_1, a_2) = (a_0, 0, 0)$ , $H_1:(a_0, a_1, a_2) \neq (a_0, 0, 0)$	1,66	2,66	1,88	2,06	0,53	3,41
Schritt 3 ( $\sim N(0, 1)$ )						
$H_0:a_2 = 0, H_1:a_2 < 0$	–	–	–	–	–	–
Schritt 4 ( $\sim t$ )						
$H_0:a_1 = 0, H_1:a_1 \neq 0$	–	–	–	–	–	–
Schritt 5 ( $\tau_\tau$ )						
$H_0:a_2 = 0, H_1:a_2 < 0$	-1,36	-1,45	-1,74	-1,09	-0,77	-2,61
Schritt 6 ( $\Phi_2$ )						
$H_0:(a_0, a_1, a_2) = (0, 0, 0)$ , $H_1:(a_0, a_1, a_2) \neq (0, 0, 0)$	10,96**	12,99**	1,83	1,37	0,44	8,45**
Schritt 7 ( $\Phi_1$ )						
$H_0:(a_0, a_2) = (0, 0)$ , $H_1:(a_0, a_2) \neq (0, 0)$	15,72**	18,76**	1,93	1,77	0,51	8,82**

\* (\*\*) Nullhypothese wird mit 5% (1%) Irrtumswahrscheinlichkeit abgelehnt.

Wie erwähnt, implizieren die in dieser Arbeit verwendeten RBC-Modelle, dass die meisten makroökonomischen Variablen trendstationär sind. Alternativ könnte auch ein stochastischer Wachstumstrend vorliegen. Zur Klärung der Frage, welche der beiden rivalisierenden Hypothesen im konkreten Fall eher adäquat ist, wird gemäß dem von Holden/Perman (1994: 62–66) vorgeschlagenen Verfahren vorgegangen. Im Rahmen dieses Verfahrens werden in Bezug auf die relevanten Variablen Augmented-Dickey-Fuller-Tests (ADF-Tests) durchgeführt (Fuller 1976; Said, Dickey 1984). Dieser erweiterte Ansatz hat den Vorteil, dass die kritischen Werte auch im Falle autoregressiver Störvariablen gültig sind. Um einen ADF-Test durchzuführen, muss in Bezug auf eine Variable  $x_t$  mit einem erweiterten Modell der Spezifikation

$$(11) \quad \Delta x_t = a_0 + a_1 \cdot t + a_2 \cdot x_{t-1} + \sum_{i=1}^j b_i \cdot \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t^{ADF}$$

gearbeitet werden. Zunächst wird für jede Zeitreihe ein Modell obiger Spezifikation geschätzt, wobei eine Lag-Länge von acht Perioden gewählt wird. Anschließend werden die Lags gemäß ihrer Signifikanz nacheinander entfernt, sofern das Modell auch ohne die eliminierten Lags nur *white noise*-Residuen enthält. Zu Klärung dieser Frage wird jeweils ein Breusch-Godfrey-Test auf Autokorrelation der Residuen (2 Lags) durchgeführt (Breusch 1978; Godfrey 1978). Anschließend werden in Abhängigkeit der Schätzergebnisse weitere Koeffiziententests (teilweise auch in alternativen Modellspezifikationen) durchgeführt, um die Ergebnisse abzusichern. Tabelle 1 zeigt die Ergebnisse dieser Prozedur.

Tabelle 2

**Ergebnisse der Holden-Perman-Prozedur in Bezug auf die ersten Differenzen der logarithmierten Zeitreihen**

Variable	BIP	Konsum	Investition	Kapital	Beschäftigte	Löhne
Lags	-	-	-	-	2; 3;5; 6; 7	2; 4
Schritt 2 ( $\Phi_3$ )						
$H_0:(a_0, a_1, a_2) = (a_0, 0, 0),$ $H_1:(a_0, a_1, a_2) \neq (a_0, 0, 0)$	87**	82**	93**	1,57	139**	61**
Schritt 3 ( $\sim N(0, 1)$ )						
$H_0:a_2 = 0, H_1:a_2 < 0$	-13**	-13**	-14**	-	-17**	-11**
Schritt 4 ( $\sim t$ )						
$H_0:a_1 = 0, H_1:a_1 \neq 0$	-1,35	-2,03*	-1,00	-	-0,72	-0,09
Schritt 5 ( $\tau_\tau$ )						
$H_0:a_2 = 0, H_1:a_2 < 0$	-	-	-	-1,67	-	-
Schritt 6 ( $\Phi_2$ )						
$H_0:(a_0, a_1, a_2) = (0, 0, 0),$ $H_1:(a_0, a_1, a_2) \neq (0, 0, 0)$	-	-	-	1,76	-	-
Schritt 7 ( $\Phi_1$ )						
$H_0:(a_0, a_2) = (0, 0),$ $H_1:(a_0, a_2) \neq (0, 0)$	-	-	-	1,17	-	-

\*(\*\*) Nullhypothese wird mit 5% (1%) Irrtumswahrscheinlichkeit abgelehnt.

Zusammenfassend führt die Holden-Perman-Prozedur bezüglich der verwendeten Zeitreihen zu folgenden Ergebnissen:

- Das logarithmierte BIP in Deutschland, die Zeitreihe des logarithmierten privaten Konsums und die logarithmierten Reallöhne folgen einem *random walk* mit Drift, d.h. diese Zeitreihen wären auch nach Abzug eines linearen Zeittrends nicht stationär.
- Investitionen und Kapitalstock sowie die Beschäftigung besitzen keine eindeutige deterministische Trendkomponente, sondern folgen einem *random walk* ohne Drift.

Somit sind alle betrachteten Zeitreihen gemäß obiger Prozedur nichtstationär, d.h. I(1). Es bleibt zu prüfen, ob die ersten Differenzen der betrachteten Variablen  $\Delta x_t$  stationär, also I(0) sind. Um dies zu bestätigen, wird die beschriebene Vorgehensweise nochmals für die ersten Differenzen der Zeitreihen, also im Modell

$$(12) \quad \Delta(\Delta x_t) = a_0 + a_1 \cdot t + a_2 \cdot \Delta x_{t-1} + \sum_{i=1}^j b_i \cdot \Delta(\Delta x_{t-i}) + \epsilon_t^{ADF}$$

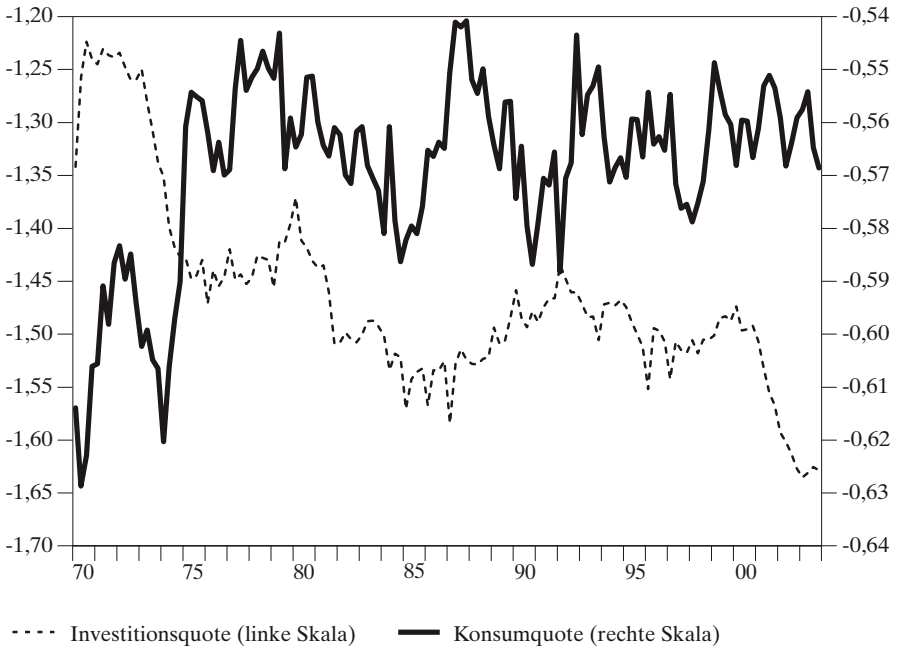
durchgeführt. Tabelle 2 fasst die Ergebnisse zusammen. Die Holden-Perman-Prozedur für die ersten Differenzen bestätigt im Wesentlichen die zuvor gewonnenen Erkenntnisse. Die ersten Differenzen der logarithmierten Variablen BIP, privater Konsum, Investitionen, Beschäftigung und Reallöhne fol-



Schaubild 3

**Konsum und Investitionen in Relation zum BIP**

1970 bis 2003; Logarithmen



Eigene Berechnungen nach Angaben des Statistischen Bundesamtes.

gen alle einem stationären Prozess, so dass sich die Hypothese eines  $I(1)$ -Prozesses für die logarithmierten Ursprungsreihen bestätigt. Eine Ausnahme bildet die Zeitreihe des Kapitalstocks. In Bezug auf die ersten Differenzen dieser Variablen deutet die Prozedur von Holden und Perman auf einen *random walk* ohne Drift hin, so dass die Ursprungsreihe unter Umständen sogar einem  $I(2)$ -Prozess folgt.

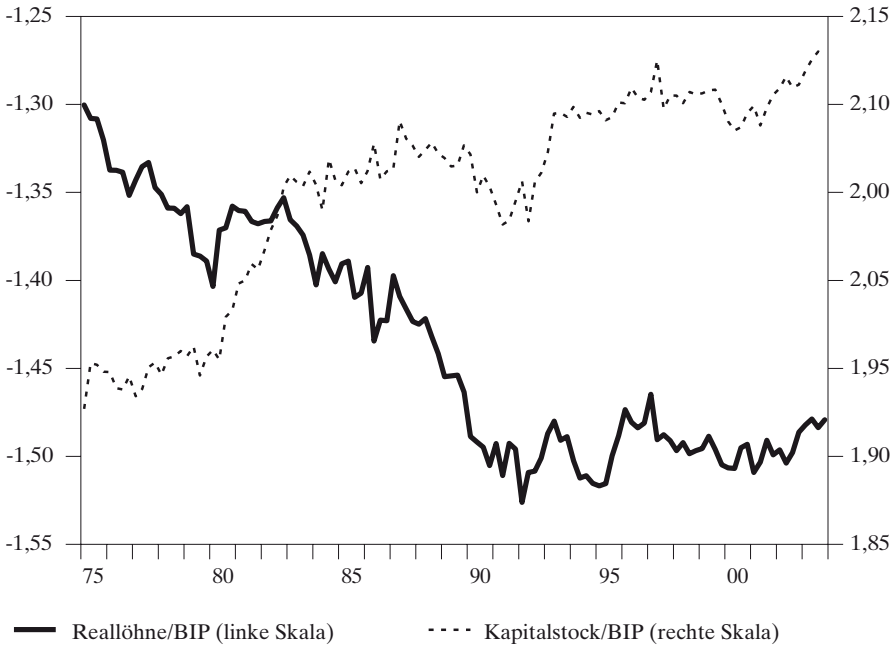
Nachdem sich die Annahme eines linearen Trends bzw. der Stationarität nicht bestätigt hat, bleibt zu klären, ob die Variablen BIP, privater Konsum, Investitionen, Kapitalstock, Beschäftigung und Reallöhne zumindest einen gleichen (stochastischen) Trend aufweisen, also kointegriert sind. Schaubild 3 beinhaltet einige *great ratios*, genauer gesagt die Konsum- und Investitionsquote gemäß dem verwendeten Datensatz. Mittels visueller Inspektion der beiden Graphen lassen sich drei Zeiträume unterscheiden: 1970: I – 1974: IV, 1975: I – 1999: IV und 2000: I – 2003: IV.

Im ersten Zeitraum liegt die Investitionsquote deutlich über ihrem langfristigen Durchschnitt, während für die Konsumquote das Gegenteil gilt. Beides

Schaubild 4

**Reallöhne und Kapitalstock in Relation zum BIP**

1975 bis 2003; Logarithmen



Eigene Berechnungen nach Angaben der OECD und des Statistischen Bundesamtes.

zusammen deutet darauf hin, dass sich die deutsche Volkswirtschaft, insbesondere der Kapitalstock, bis einschließlich 1974 noch nicht in ihrem *steady state* befunden hat<sup>6</sup>. Offenbar wurde bis Mitte der siebziger Jahre ein zusätzlicher Anteil des Outputs gespart bzw. investiert, um die Folgen des zweiten Weltkriegs auszugleichen. Da dies den *steady state*-Annahmen der verwendeten Modelle widerspricht, wird der Untersuchungszeitraum auf die Periode nach 1974 beschränkt. Im zweiten Zeitraum scheint die Annahme einer stationären Konsum- und Investitionsquote gerechtfertigt. Darüber hinaus bleibt auch der Abstand zwischen beiden Linien in diesem Zeitraum relativ konstant, so dass sich die Annahme einer gleichen langfristigen Wachstumsrate der drei beteiligten Variablen zumindest aus rein visueller Sicht nochmals bestätigt. Im dritten Zeitraum erfolgt allerdings ein nochmaliger deutlicher Einbruch der Investitionsquote<sup>7</sup>. Da dies nur auf die Investitionsquote zutrifft, die Konsum-

<sup>6</sup> Der genaue Zeitpunkt ist, wenn überhaupt, natürlich nur durch ökonometrische Verfahren zu ermitteln.

<sup>7</sup> Bei genauerem Hinschauen ist dies auch aus Schaubild 2 ersichtlich.

quote also unverändert bleibt und außerdem Ursache und Dauer dieses Phänomens unklar bleiben, werden auch die Zeitpunkte nach 2000 für die Analyse genutzt.

Schaubild 4 zeigt zwei weitere Quotienten, die gemäß den rigiden Annahmen der verwendeten Modelle ebenfalls stationär sein müssten<sup>8</sup>. Bereits die visuelle Inspektion der beiden Graphen lässt den Schluss zu, dass diese Verhältnisse während des Untersuchungszeitraums nicht stationär sind. Vielmehr scheint es, dass die Reallöhne im Zeitraum 1975:I bis etwa 1989:IV langsamer wachsen als das BIP, das Verhältnis beider Größen also abnimmt. Ab 1990 scheint die Annahme eines konstanten Verhältnisses gerechtfertigt. Eine Beschränkung des Untersuchungszeitraums auf die Zeit nach 1990 würde die Datenbasis zu sehr verkleinern, so dass diese Unregelmäßigkeit ignoriert wird.

Für den Kapitalstock muss eingeräumt werden, dass dieser während des gesamten Untersuchungszeitraums schneller wächst als der Output, die Kapitalintensität der Produktion also ansteigt. Wollte man dies adäquat berücksichtigen, müsste man in den Modellen zumindest für den Kapitalstock eine höhere Wachstumsrate annehmen. Von einer expliziten Modellierung einer im Zeitablauf steigenden Kapitalintensität wird im Rahmen dieser Arbeit daher ebenfalls abgesehen.

Um die Hypothese gleicher Wachstumsraten nochmals ökonometrisch zu untersuchen, wurden bivariate Kointegrationstests zwischen dem BIP und den übrigen ex definitione wachsenden Variablen durchgeführt (Johansen 1991). Die Ergebnisse (Tabelle 3) deuten auf eine eindeutige Kointegrationsbeziehung zwischen dem BIP und dem privaten Konsum hin. Die Hypothese keiner Kointegration kann selbst bei einem Signifikanzniveau von 1% verworfen werden, während die Hypothese eines Kointegrationsvektors nicht abgelehnt werden kann. Außerdem ist der Kointegrationsvektor nicht signifikant vom Vektor  $(1, -1)'$  verschieden. Die ökonometrische Analyse bestätigt also die in den Modellen getroffene Annahme, dass beide Zeitreihen ein langfristiges Gleichgewicht bilden, welches durch ein stationäres Verhältnis gekennzeichnet ist. Wird die kointegrierende Gleichung unter Einschluss eines linearen Trends geschätzt, sinkt die Punktschätzung des Koeffizienten des privaten Konsums leicht unter eins. Aufgrund des höheren Standardfehlers ist diese Abweichung aber nicht signifikant.

Für alle anderen Variablen sind die Ergebnisse alles andere als eindeutig. Für BIP und Investitionen sowie BIP und Reallöhne kann weder die Nullhypothese keiner Kointegration noch die eines kointegrierenden Vektors zu einem ak-

<sup>8</sup> Da die Reallöhne lediglich als Index gemessen werden, ist die absolute Höhe des Verhältnisses zum Output natürlich völlig willkürlich. Für die Wahl eines passenden Trendbereinigungsverfahrens und für die Plausibilität der verwendeten Annahmen ist aber nur die Stationarität entscheidend.

Tabelle 3

**Ergebnisse der Johansen-Tests auf bivariate Kointegration**

Variablen	Lags	Trace Statistik		Kointegrierter Vektor (Standardfehler)		Log Likelihood unter $r = 1$
		$H_0: r = 0$	$H_0: r = 1$			
BIP	4	28,59**	2,85	1	–	786,69
Privater Konsum				–1,0086	(0,0098)	
BIP	4	31,45**	4,83	1	–	787,14
Privater Konsum				–0,9453	(0,0627)	
Linearer Trend				–0,0003	(0,0003)	
BIP	4	6,88	0,70	1	–	697,11
Investitionen				–1,4475	(0,1830)	
BIP	4	16,11	6,18	1	–	698,99
Investitionen				–0,3959	(0,0502)	
Linearer Trend				0,0036	(0,0003)	
BIP	4	19,94*	5,40*	1	–	1139,13
Kapitalstock				–0,4384	(0,1081)	
BIP	4	29,26*	5,91	1	–	1143,50
Kapitalstock				0,0398	(0,1953)	
Linearer Trend				–0,0057	(0,0015)	
BIP	4	18,71*	3,32	1	–	795,48
Reallöhne				–0,6422	(0,0249)	
BIP	4	22,74	3,75	1	–	797,28
Reallöhne				–0,3532	(0,1250)	
Linearer Trend				–0,0028	(0,0013)	

\* (\*\*) Nullhypothese wird mit 5% (1%) Irrtumswahrscheinlichkeit abgelehnt.

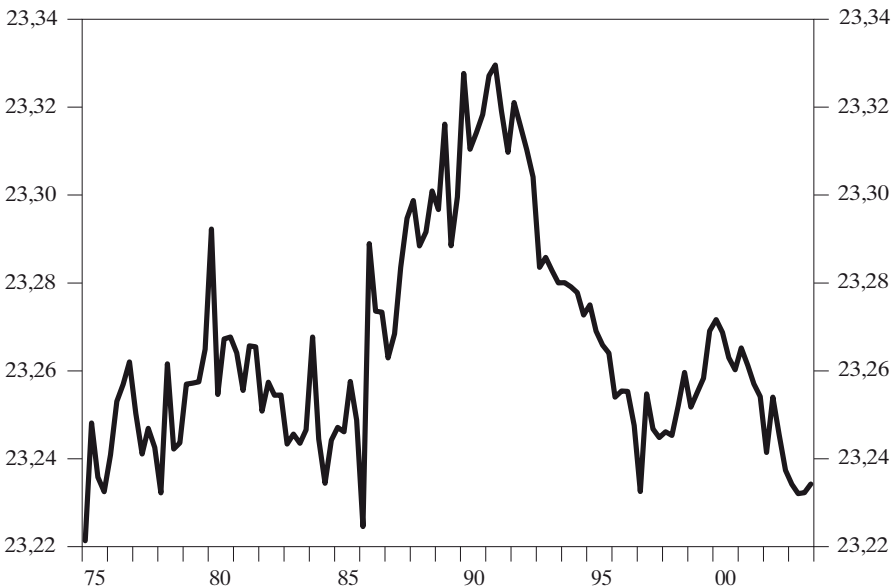
zeptablen Signifikanzniveau verworfen werden. Hinsichtlich der Frage nach der Stationarität der entsprechenden Quotienten bringen die Tests ebenfalls wenig Erhellendes. Die Punktschätzung der Kointegrationsvektoren hängt stark davon ab, ob die kointegrierende Gleichung unter Einschluss eines linearen Trends spezifiziert wird oder nicht. In Bezug auf beide Variablen ist der relevante Koeffizient mehr als zwei Standardfehler von eins verschieden, wenn kein Trend spezifiziert wird. Wird ein linearer Trend einbezogen, dann sinken die absoluten Werte der Punktschätzungen der Koeffizienten weiter ab.

Das langfristige Verhältnis von BIP und Kapitalstock stellt wiederum eine Ausnahme dar. Im Falle der Spezifikation der kointegrierenden Gleichung ohne Trend wird die Hypothese keines kointegrierenden Vektors und die Hypothese höchstens eines kointegrierenden Vektors abgelehnt. Wird ein line-

Schaubild 5

**Gesamtwirtschaftliche Beschäftigung**

1975 bis 2003; geleistete Arbeitsstunden, Logarithmen



Eigene Berechnungen nach Angaben des Statistischen Bundesamtes.

rer Trend in die Beziehung mit eingebaut, erhält man insofern ein eindeutiges Ergebnis, als die Nullhypothese keiner Kointegration zu einem Signifikanzniveau von 5% verworfen werden kann. Allerdings ist die Punktschätzung des Kointegrationsvektors unplausibel, da der relevante Koeffizient ein positives Vorzeichen aufweist.

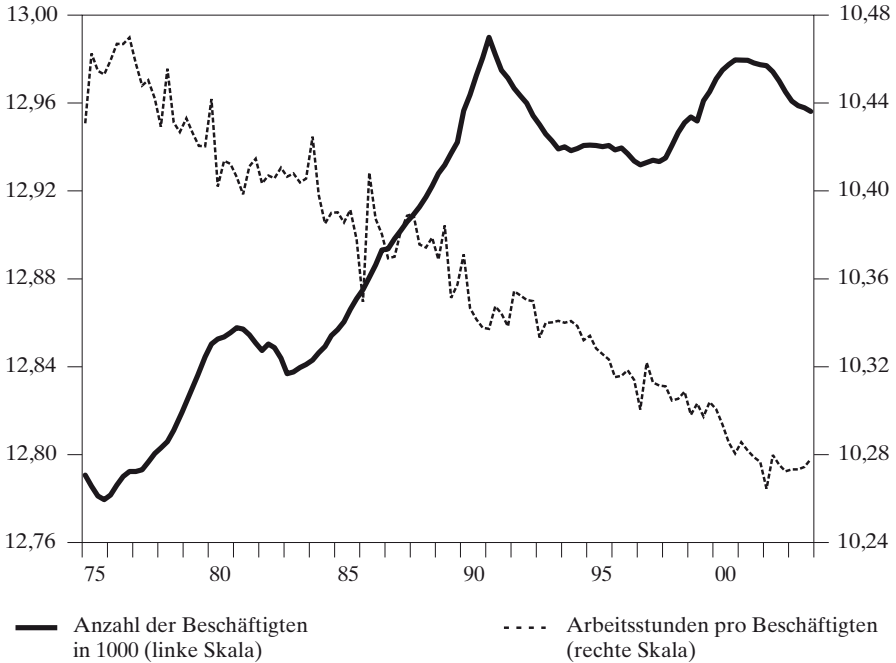
Insgesamt werden die Ergebnisse der visuellen Inspektion der relevanten Quotienten also bestätigt. BIP und privater Konsum weisen eine eindeutige Kointegrationsbeziehung auf, welche wie gefordert eine stationäre Konsumquote impliziert. Die anderen Variablen sind hingegen nicht mit dem Output kointegriert, so dass sich die Hypothese eines gemeinsamen (deterministischen oder stochastischen) Trends für alle „wachsenden“ Variablen nicht bestätigt.

Eine in allen verwendeten Modellen ex definitione stationäre Variable ist die Beschäftigung, gemessen an der Anzahl der geleisteten Arbeitsstunden. Nach der bisherigen Analyse zu urteilen, ist diese Variable nicht stationär, sondern folgt einen *random walk*. Schaubild 5 zeigt, dass die Beschäftigung in Deutschland bis Anfang der neunziger Jahre gestiegen, danach aber wieder zurückgegangen ist.

Schaubild 6

**Komponenten der gesamtwirtschaftlichen Beschäftigung**

1975 bis 2003; Logarithmen



Eigene Berechnungen nach Angaben des Statistischen Bundesamtes.

Alle im Rahmen dieser Arbeit untersuchten Modelle gehören zur Klasse der RBC-Modelle mit unteilbarer Arbeitszeit. Das bedeutet, dass Individuen nur die Wahl haben, eine festgelegte Vollzeitstundenzahl oder aber überhaupt nicht zu arbeiten. Da die Vollzeitstundenzahl in allen Modellen als konstanter Parameter modelliert wird, haben die oben erwähnten Annahmen in einem *indivisible labor*-Modell zur Folge, dass sowohl die Anzahl der Beschäftigten als auch die der durchschnittlichen Arbeitsstunden pro Arbeitnehmer stationär sind. Schaubild 6 stellt beide Komponenten der Beschäftigung dar. Bereits die grafische Inspektion führt dazu, dass eine Stationarität beider Komponenten ausgeschlossen werden kann. Vielmehr weist die Anzahl der Arbeitnehmer einen klaren Aufwärtstrend auf, während für die Arbeitsstunden pro Kopf das Gegenteil gilt. Trotzdem wird in allen verwendeten Modellen von einer stationären Anzahl von Beschäftigten und einer konstanten Anzahl von Arbeitsstunden pro Arbeitnehmer ausgegangen<sup>9</sup>.

<sup>9</sup> Eine trendmäßige Abnahme der durchschnittlich geleisteten Arbeitsstunden kann z.B. modelliert werden, indem der Grenznutzen der Freizeit auch vom permanenten technologischen Fortschritt abhängig gemacht wird. Vgl. hierzu Lucke (1998: 76–77).

Die überwiegend den Wachstumsimplikationen der RBC-Modelle widersprechenden und teilweise widersprüchlichen Ergebnisse der Datenanalyse werfen natürlich die Frage auf, ob nicht besser auf Pro-Kopf-Daten zurückgegriffen werden sollte<sup>10</sup>. Dies ist nur dann sinnvoll, wenn man alle Zeitreihen durch ein zu berechnendes Beschäftigungspotenzial dividiert, d.h. gewissermaßen durch den Potenzialwert der in Schaubild 5 dargestellten Zeitreihe. Auf diese Weise könnte man die Effekte der hohen Beschäftigung Ende der achtziger und Anfang der neunziger Jahre aus den gesamtwirtschaftlichen Zeitreihen herausrechnen. Ob eine Division der Zeitreihen durch die Gesamtbevölkerung große Verbesserungen mit sich bringt, erscheint allerdings fraglich. Denn die Gesamtbevölkerung ist mit Ausnahme der Effekte der deutschen Einheit über den betrachteten Zeitraum mehr oder weniger konstant geblieben. Eine Bereinigung der Zeitreihen um ein zu berechnendes Beschäftigtenpotenzial ist ebenfalls nicht Erfolg versprechend, da dieses gemäß Schaubild 6 – eben im Gegensatz zur gesamtwirtschaftlichen Beschäftigung – stark angestiegen ist. Auf diese Weise würden spätere Werte durch die Division zwangsläufig zu gering ausfallen<sup>11</sup>. Somit stellt eine Umrechnung der Zeitreihen in Werte pro Beschäftigungspotenzial die einzig Erfolg versprechende Vorgehensweise dar, wofür allerdings zwei Potenzialwerte, nämlich das Beschäftigtenpotenzial und die potenziellen Arbeitsstunden pro Arbeitnehmer, geschätzt werden müssten. Eine Berechnung des Beschäftigungspotenzials würde methodischen Aufwand erfordern und Raum für willkürliche Festlegungen lassen<sup>12</sup>.

Insgesamt wird die Annahme eines *balanced growth path* von der Analyse der verwendeten Zeitreihen nicht bestätigt, so dass der Abzug eines linearen, deterministischen Trends kein Erfolg versprechendes Trendbereinigungsverfahren ist. Da die Eigenschaften der verwendeten Zeitreihen zusätzlich unterschiedlich sind, bietet die vorgenommene Datenanalyse auch für ein (für alle Zeitreihen einheitliches) alternatives Trendbereinigungsverfahren nur wenig Anhaltspunkte. Aus diesem Grund wird im Rahmen dieser Arbeit ausschließlich der Hodrick-Prescott-Filter (HP-Filter) zur Trendbereinigung eingesetzt. Diese Methode hat den Vorteil, dass kein genaues Wissen über den Charakter der integrierten Prozesse benötigt wird. Vielmehr wird willkürlich festgelegt, dass der nach Abzug des HP-Trends verbleibende stationäre Teil einer Zeitreihe der für konjunkturelle Fragestellungen relevante Teil ist. Somit ist es Aufgabe der verwendeten RBC-Modelle, Zeitreihen zu erzeugen, welche nach HP-Filterung die gleichen Charakteristika aufweisen wie die HP-gefil-

<sup>10</sup> Für eine Analyse unter Verwendung von deutschen Pro-Kopf-Daten vgl. Lucke (1998).

<sup>11</sup> Möglich wäre natürlich, dass die Ergebnisse der Datenanalyse im ökonomischen Sinne eindeutiger ausfallen und damit mehr Anhaltspunkte für Modifikationen des in den Modellen unterstellten *balanced growth path* und eine entsprechende Trendbereinigung liefern.

<sup>12</sup> Ein Diskussion dieser Problematik, allerdings mit anderem Ausgang, findet man auch bei Lucke (1998: 28).

terten Zeitreihen der Realität<sup>13</sup>. Der trendbereinigte, für konjunkturelle Fragen relevante Teil einer logarithmierten Zeitreihe ( $x_t^c$ ) errechnet sich als Ausgangsreihe ( $x_t$ ) abzüglich Trendkomponente ( $x_t^g$ ), d.h., es gilt

$$(13) \quad x_t^c = x_t - x_t^g.$$

Die Trendkomponente wird bestimmt, indem die Abweichungen dieses Trends von der logarithmierten Variablen minimiert werden. Als Nebenbedingung darf die Summe der zweiten Differenzen der Trendkomponente einen bestimmten Wert nicht überschreiten. Analytisch ausgedrückt wird die Trendkomponente einer Variablen also so gewählt, dass folgende Sequenz minimiert wird

$$(14) \quad \min \left\{ x_t^g \right\}_{t=0}^{\infty} \sum_{t=0}^{T-t} (x_t - x_t^g)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-t} [(x_{t+1}^g - x_t^g) - (x_t^g - x_{t-1}^g)]^2.$$

Der Wert des Gewichtungsparmeters  $\lambda$  hängt in erster Linie davon ab, ob Jahres- oder Quartalsdaten analysiert werden (Prescott 1986: 10–11; King, Rebelo 1999: 932–934). Schaubild 7 visualisiert die Trendbereinigung mit Hilfe des HP-Filters am Beispiel des BIP.

Somit werden alle durch langfristige Prozesse verursachten Veränderungen einer Variablen als nicht konjunkturell relevanter Trend erfasst. Dies gilt z.B. auch für durch langfristige Veränderungen der Erwerbsstruktur oder der Präferenzen verursachte Entwicklungen. Aufgrund der teilweise deutschlandspezifischen Phänomene Wiedervereinigung, Zunahme der Zahl der Erwerbstätigen und Abnahme der Arbeitszeit pro Kopf erscheint eine flexible Trendbereinigung mit Hilfe des HP-Filters gerade für deutsche Daten sinnvoll. Außerdem ist der HP-Filter in der Lage, auch höher integrierte Zeitreihen zu stationarisieren, so dass die herausgearbeitete Eigenschaft der Zeitreihe des Kapitalstocks (I(2)) ebenfalls kein Problem darstellt (King, Rebelo 1993: 220–221).

Andererseits besitzt diese Vorgehensweise einige Nachteile. Zum einen ist die Trendschätzung am Rande einer Stichprobe stark unsicherheitsbelastet. Dies liegt daran, dass der HP-Filter gut durch einen symmetrischen, unendlichen *moving average*-Filter approximiert werden kann<sup>14</sup>. Außerdem erzeugt die HP-Filterung in Zeitreihen, die ursprünglich I(1) sind, in den Spektren der gefilterten Zeitreihen lokale Maxima an konjunkturellen Frequenzen. Mit ande-

<sup>13</sup> Allerdings verbleibt das Problem einer möglichen Fehlspezifikation innerhalb der verwendeten Modelle. Eine (schlechte) Alternative ist, Wachstumsprozesse wie in manchen Studien überhaupt nicht explizit zu modellieren. Wichtige Beispiele für ein solches Vorgehen sind Hansen (1985); Kim, Loungani (1992).

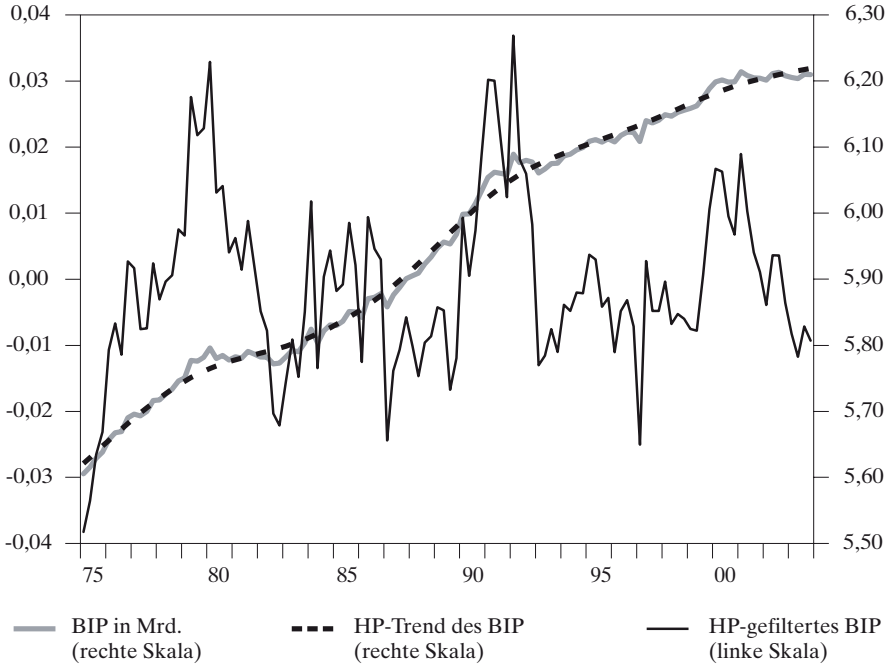
<sup>14</sup> Die Trendkomponente im Zeitpunkt  $t$  berechnet sich dann als ein gewichteter Durchschnitt aller vergangenen, gegenwärtigen und zukünftigen Beobachtungen, d.h.  $x_t^c = x_t - \sum_{j=-j}^j a_j x_{t-j}$  (King, Rebelo 1993: 213–217).



Schaubild 7

**HP-Trend und -Zyklus am Beispiel des BIP**

1975 bis 2003; Logarithmen



Eigene Berechnungen nach Angaben des Statistischen Bundesamtes.

ren Worten weisen HP-gefilterte Zeitreihen u.U. konjunkturelle Schwankungen auf, die in den Ursprungsreihen gar nicht vorhanden waren<sup>15</sup>.

## 1.2 Stylized facts der deutschen Konjunktur

Arbeitsmärkte in entwickelten Volkswirtschaften weisen zumeist konjunkturelle Regelmäßigkeiten auf, die durch Standard-RBC-Modelle nur sehr schlecht zu erklären sind. Diese Phänomene werden in der Literatur häufig auch unter den Begriffen *employment variability puzzle* und *productivity puzzle* zusammengefasst (Stadler 1994: 1757–1759).

Der Begriff *employment variability puzzle* umfasst zunächst das Phänomen, dass die Beschäftigung (gemessen an den insgesamt geleisteten Arbeitsstunden) im Konjunkturverlauf fast genauso stark schwankt wie der Output, während die Volatilität der Reallöhne üblicherweise sehr viel geringer ist. Im Rah-

<sup>15</sup> Vgl. Harvey, Jaeger (1993); Cogley, Nason (1994). Für eine ausführliche Beschreibung der Verwendung des HP-Filters vgl. King, Rebelo (1993).

men eines „normalen“ RBC-Modells, in dem Technologieschocks eine abwärts geneigte Arbeitsnachfragekurve verschieben, ist dies nur zu erklären, wenn das Arbeitsangebot extrem elastisch, d.h. die Arbeitsangebotskurve sehr flach ist. Nur dann werden freiwillige intertemporale Substitutionsprozesse ausgelöst, die stark genug sind, die beobachtbaren Schwankungen der Beschäftigung zu erklären<sup>16</sup>. Ein entsprechender Verlauf der individuellen Arbeitsangebotskurve kann aber aus mikroökonomischer Sicht üblicherweise nicht gerechtfertigt werden. Mikroökonomische Studien, welche die Angebotselastizität der Arbeit untersuchen, kommen zumeist vielmehr zu dem Ergebnis, dass diese in der Realität gering ist, d.h. Individuen ihr Arbeitsangebot bei Veränderungen des Reallohns kaum ausweiten bzw. einschränken<sup>17</sup>.

Ein zweites Phänomen, welches ebenfalls unter *employment variability puzzle* gefasst wird, bezieht sich auf die Tatsache, dass ein Standard-RBC-Modell eine sehr hohe Korrelation zwischen Arbeitsproduktivität und Output sowie Reallöhnen und Output impliziert. Eine hohe Korrelation zwischen Arbeitsproduktivität und Output kommt schon allein dadurch zustande, dass Technologieschocks in ursprünglichen RBC-Modellen einziger Auslöser konjunktureller Schwankungen sind. Außerdem wird üblicherweise angenommen, dass der Output mit Hilfe einer Cobb-Douglas Produktionsfunktion hergestellt wird. Da außerdem vollständige Konkurrenz vorherrscht, d.h. insbesondere die Grenzproduktivitäten der Produktionsfaktoren jederzeit ihren Faktorpreisen entsprechen, überträgt sich die Korrelation zwischen Arbeitsproduktivität und Output eins zu eins auf die Beziehung zwischen Reallöhnen und Output. In industrialisierten Volkswirtschaften sind beide Phänomene nicht anzutreffen. Die Beziehung zwischen Arbeitsproduktivität und Output ist häufig nur schwach prozyklisch, während Reallöhne und Output zumeist noch geringer miteinander korreliert sind (Mankiw 1989: 82-83; Stadler 1994: 1757).

Der Begriff *productivity puzzle* bezieht sich auf das Verhältnis zwischen Reallöhnen und Beschäftigung bzw. zwischen Arbeitsproduktivität und Beschäftigung. In entwickelten Volkswirtschaften sind die Reallöhne und die Anzahl der geleisteten Arbeitsstunden häufig nur schwach miteinander korreliert, d.h. die Beziehung zwischen Arbeitseinsatz und dem Lohn ist nicht sehr stark ausgeprägt. Die Korrelation zwischen Arbeitsproduktivität und Beschäftigung ist in industrialisierten Volkswirtschaften häufig sogar negativ. Standard-RBC-Modelle implizieren das Gegenteil: Da sich Reallohn und Beschäftigung immer als Schnittpunkt zwischen einer deterministischen, ansteigenden Arbeitsangebotskurve und einer stochastischen, fallenden Arbeitsnach-

<sup>16</sup> Vgl. Prescott (1986: 9); Stadler (1994: 1757); Mankiw (1989: 85–86). Ähnliche Überlegungen findet man bereits bei Lucas (1977: 12).

<sup>17</sup> Vgl. Altonji (1986); Ashenfelter (1984); Ball (1985). Eine aktuelle Studie für Deutschland kommt zu dem Ergebnis, dass ein Anstieg des Reallohns um 1% zu einem Anstieg der Beschäftigung um etwa 0,2 bis 0,3% führt. Vgl. hierzu Haan, Steiner (2005: 10).

Tabelle 4

**Relative Standardabweichungen und Korrelationen ausgewählter Variablen des Quartalsdatensatzes**

Variable ( $x$ )	$\sigma_x / \sigma_y$		$corr(x_t, y_t)$	
	Deutschland	USA	Deutschland	USA
Privater Konsum	0,89	0,74	0,73	0,88
Investitionen	2,53	2,93	0,86	0,80
Kapital	0,30	–	0,29	–
Beschäftigung	0,90	0,99	0,73	0,88
Reallöhne	0,56	0,38	0,31	0,12
Arbeitsproduktivität	0,96	0,56	0,09	0,55

Quellen: Statistisches Bundesamt, OECD und eigene Berechnungen; King, Rebelo (1999: 938). – Alle Variablen wurden logarithmiert und mit Hilfe des HP-Filters trendbereinigt ( $\lambda = 1\ 600$ ).

fragekurve ergeben, sind Reallohn und Beschäftigung hoch korreliert. Da Produktivitätsschocks einzige Konjunkturursache sind, gilt das gleiche auch für Arbeitsproduktivität und Beschäftigung (Christiano, Eichenbaum 1992: 430–431; Stadler 1994: 1757). Das *productivity puzzle* stellt aber nicht nur für RBC-Modelle ein Problem dar. Wie bereits in sehr frühen Arbeiten herausgearbeitet wurde, können auch traditionelle keynsianische oder klassische Modelle die entsprechenden Phänomene nicht erklären (Tarshis 1939; Tunlop 1938).

Die oben beschriebenen Phänomene sind in ihren Grundzügen charakteristisch für das zyklische Verhalten der Arbeitsmärkte in entwickelten Volkswirtschaften. Allerdings können sich die konkreten Werte der erwähnten Momente je nach betrachtetem Land, aber auch je nach untersuchten Zeitreihen relativ stark unterscheiden (Danthine, Donaldson 1993: 12–14; Fiorito, Kollintzas 1992: 252–259). Aus diesem Grund werden im Folgenden die *stylized facts* der deutschen Konjunktur zunächst gemäß dem hier verwendeten Datensatz analysiert. Aufgabe der im Rahmen dieser Arbeit analysierten DSGE-Modelle ist es dann, diese konjunkturellen Muster möglichst genau zu reproduzieren. Da die beschriebenen Phänomene bei der Analyse US-amerikanischer Konjunkturzyklen definiert wurden und die USA in der ökonomischen Forschung generell die Rolle einer Art „Referenzwirtschaft“ innehaben, werden die korrespondierenden Momente der US-amerikanischen Volkswirtschaft denen des verwendeten Datensatzes gegenübergestellt. Hierdurch soll verdeutlicht werden, ob und in welcher relativen Ausprägung die diskutierten Phänomene im Falle Deutschlands überhaupt zu erklären sind.

Tabelle 4 beinhaltet einige ausgewählte zeitreihenanalytische Momente des verwendeten Quartalsdatensatzes. Ein Blick auf die relativen Standardabweichungen offenbart zunächst, dass der Datensatz einige der typischen zuvor diskutierten Charakteristika aufweist. Die Beschäftigung ist fast genauso volatil wie der Output, während Reallöhne und Kapital deutlich weniger volatil

sind. Allerdings weisen die Reallöhne mehr als 50% der Volatilität des Outputs auf, so dass die relative Standardabweichung dieser Variablen deutlich höher ist als der für die USA gemessene Wert. Zusammen mit der etwas geringeren relativen Volatilität der Beschäftigung in Deutschland deutet dies darauf hin, dass der deutsche Arbeitsmarkt rigider in Bezug auf Beschäftigungsänderungen ist, während Veränderungen der Reallöhne scheinbar leichter möglich und somit ausgeprägter sind. Ungewöhnlich ist das Verhalten der Arbeitsproduktivität. Diese schwankt in Deutschland fast genauso stark wie der Output. Die relative Standardabweichung ist damit deutlich höher als in den USA, wo eine relative Standardabweichung der Arbeitsproduktivität von nur knapp über 50% zu messen ist.

Wie in allen entwickelten Volkswirtschaften sind die Investitionen auch in Deutschland wesentlich volatil als der Output. Allerdings beträgt die relative Standardabweichung etwa zweieinhalb, ein Wert, der etwas niedriger ist als der korrespondierende US-amerikanische Wert. Weiterhin ist der private Konsum in Deutschland wie erwartet weniger volatil als der Output, wobei der entsprechende Wert für die USA noch etwas darunter liegt.

Ein Blick auf die kontemporären Korrelationen zwischen dem Output und den anderen Variablen offenbart zunächst, dass die Werte für Deutschland bis auf zwei Ausnahmen in etwa ihren US-amerikanischen Pendanten entsprechen. Wie in den USA besitzen der Konsum, Investitionen und Beschäftigung stark prozyklischen Charakter. Allerdings sind die kontemporären Korrelationen zwischen Konsum und Output sowie Beschäftigung und Output etwas niedriger als in den USA. Die Korrelation zwischen Investitionen und Output ist in Deutschland hingegen etwas höher.

Größere Unterschiede zwischen den für Deutschland und den USA geschätzten Momenten treten insbesondere für die Variablen Reallöhne und Arbeitsproduktivität auf. Während die Arbeitsproduktivität in den USA zumindest als gemäßigt prozyklisch bezeichnet werden muss, hat diese Variable gemäß dem hier verwendeten Datensatz in Deutschland so gut wie keinen zyklischen Charakter. Für die Reallöhne gilt Gegenteiliges. Während die kontemporäre Korrelation zwischen Reallöhnen und Output diese Variable in den USA als so gut wie azyklisch charakterisiert, lässt der deutsche Datensatz immerhin auf einen schwach prozyklischen Verlauf schließen.

Insgesamt weist der verwendete Quartalsdatensatz für Deutschland gemäß Tabelle 4 beide Kennzeichen eines *employment variability puzzles* auf, wenn auch im Vergleich zu den USA in leicht abgeschwächter Form.

Da der Schwerpunkt in diesem Kapitel auf der Erklärung der konjunkturellen Muster des Arbeitsmarktes liegt, erscheint es sinnvoll, Konjunkturzyklen zusätzlich anhand des Verhaltens der Beschäftigung zu definieren (Tabelle 5).

Tabelle 5

**Korrelationen und Autokorrelationen ausgewählter Variablen des Quartalsdatensatzes**

Variable (x)	$corr(x_t, N_t)$		$corr(x_t, x_{t-1})$	
	Deutschland <sup>1</sup>	USA <sup>2</sup>	Deutschland <sup>1</sup>	USA <sup>3</sup>
Output	0,73	–	0,71	0,84
Privater Konsum	0,60	–	0,67	0,80
Investitionen	0,70	–	0,67	0,87
Kapital	0,20	–	0,98	–
Beschäftigung	1	1	0,40	0,88
Reallöhne	0,17	–0,01	0,68	0,66
Arbeitsproduktivität	–0,43	–	0,11	0,74

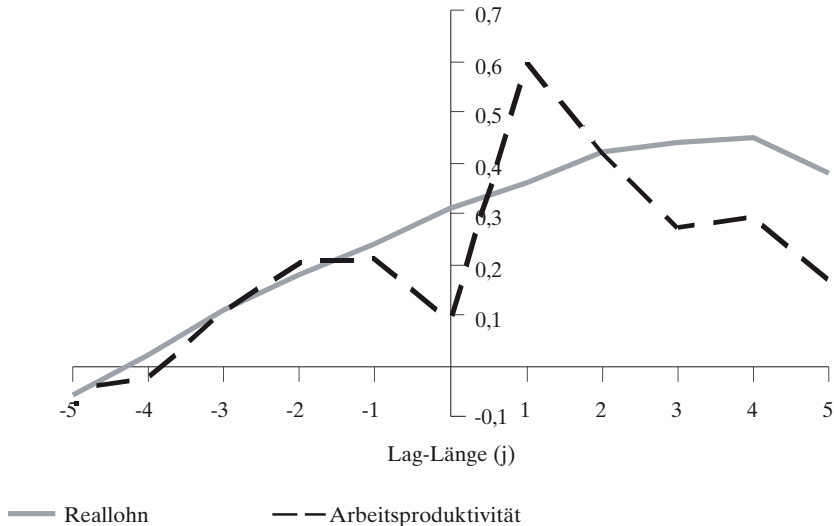
Quellen: Statistisches Bundesamt, OECD und eigene Berechnungen; Alexopoulos (2004: 287), King, Rebelo (1999: 938).

Leider sind Korrelationen zwischen der Beschäftigung und den anderen makroökonomischen Variablen in den gängigen RBC-Studien nur in Ausnahmefällen zu finden, so dass in Bezug auf diese Momente so gut wie keine Vergleichswerte ausgewiesen werden können.

Zunächst ist festzuhalten, dass die Korrelationen des Konsums, der Investitionen, des Kapitals selbst sowie der Reallöhne jeweils mit der Beschäftigung etwas geringer ausfallen als die Korrelationen der Variablen mit dem Output. Die Korrelation zwischen Arbeitsproduktivität und Beschäftigung ist gemäßigt negativ, so dass die Arbeitsproduktivität eindeutig als antizyklisch einzustufen ist. Somit sind wegen der nur sehr schwach-prozyklischen Beziehung zwischen Reallöhnen und Beschäftigung und des antizyklischen Verhaltens der Arbeitsproduktivität in Deutschland auch Kennzeichen eines *productivity puzzles* vorhanden.

Weitere Standardindikatoren bei der Charakterisierung konjunktureller Phänomene und bei der Evaluation allgemeiner Gleichgewichtsmodelle sind Autokorrelationen erster Ordnung. Tabelle 5 zeigt hier zunächst, dass die meisten Variablen in den USA eine höhere Persistenz aufweisen als in Deutschland. Dies betrifft insbesondere das Verhalten der Beschäftigung und der Arbeitsproduktivität. Während die Autokorrelation der Beschäftigung in den USA immerhin 0,88 beträgt, ist der korrespondierende Wert für Deutschland nur 0,40. Noch größer ist der Unterschied in Bezug auf die Arbeitsproduktivität. Hier beträgt das US-amerikanische Moment 0,74, während die Arbeitsproduktivität in Deutschland so gut wie überhaupt nicht autokorreliert ist. Die Güte des Erklärungsgehalts der im Folgenden analysierten RBC-Modelle hängt also auch davon ab, ob diese in der Lage sind, entsprechend niedrigere Autokorrelationen insbesondere der Variablen Beschäftigung und Arbeitsproduktivität zu erzeugen.

Schaubild 8

**Korrelation zwischen Reallohn sowie Arbeitsproduktivität und Output**

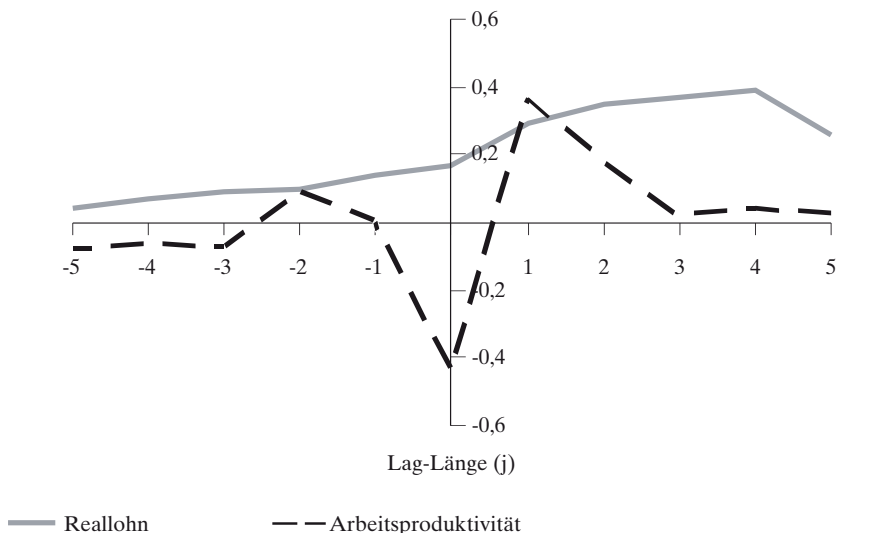
Eigene Berechnungen nach Angaben des Statistischen Bundesamtes.

Um zu einer umfassenden Charakterisierung der konjunkturellen Muster des deutschen Arbeitsmarktes zu gelangen, wird im Folgenden untersucht, ob bestimmte Variablen in Bezug auf die konjunkturelle Entwicklung vor-, nach- oder gleichlaufend sind. Diese Frage stellt sich insbesondere bei den kontemporär nur schwach (oder sogar negativ) mit dem Konjunkturzyklus korrelierten Variablen Reallohn und Arbeitsproduktivität. Schaubild 8 visualisiert zunächst die Korrelationen zwischen Reallohnen und Output bzw. Arbeitsproduktivität und Output.

In Bezug auf die Reallohne fällt auf, dass diese gemäß dem verwendeten Datensatz nachlaufenden Charakter besitzen. Die maximale Korrelation zwischen Reallohnen und Output ist erreicht, wenn die Reaktion der Reallohne auf eine Veränderung des Outputs drei bis vier Quartale zuvor betrachtet wird. Mit anderen Worten reagieren die Reallohne in Deutschland am stärksten ein Dreivierteljahr nach einer konjunkturellen Veränderung des Outputs. Der Erklärungsgehalt eines entsprechenden RBC-Modells für Deutschland muss daher auch daran beurteilt werden, ob das Modell in der Lage ist, Reallohne zu generieren, die eine relativ geringe kontemporäre Korrelation zum Konjunkturzyklus aufweisen, dafür aber deutlich stärker mit einer gewissen Verzögerung auf konjunkturelle Veränderungen reagieren.

Schaubild 9

**Korrelation zwischen Reallohn sowie Arbeitsproduktivität und Beschäftigung**



Eigene Berechnungen nach Angaben des Statistischen Bundesamtes.

Die Korrelationen zwischen Arbeitsproduktivität und Output klassifizieren diese Variable zunächst als weniger stark nachlaufend. Die höchste Korrelation zwischen beiden Variablen misst man, wenn die Reaktion der Arbeitsproduktivität eine Periode nach Veränderungen des Outputs betrachtet wird. Außerdem nehmen die Werte mit zunehmender Verzögerung schneller ab als die entsprechenden Korrelationen zwischen Reallohnen und Output. Wie erwähnt weisen beide Variablen außerdem eine unplausibel niedrige kontemporäre Korrelation auf.

Schaubild 9 stellt das zeitliche Muster der Korrelationen zwischen Reallohnen bzw. Arbeitsproduktivität und Beschäftigung dar. Die Beziehung zwischen Reallohnen und Beschäftigung besitzt ein sehr ähnliches konjunkturelles Muster wie die zwischen Reallohnen und Output. Unterschiede bestehen lediglich in Bezug auf die absolute Höhe der Korrelationen. Die absoluten Werte sind bei Reallohnen und Beschäftigung im Durchschnitt etwas niedriger als bei Reallohnen und Output.

Für die Beziehung zwischen Arbeitsproduktivität und Beschäftigung ergibt sich ein anderes Bild. Beide Variablen sind bis auf drei Ausnahmen überhaupt nicht signifikant miteinander korreliert. Eine Ausnahme bildet, wie oben erwähnt, die kontemporäre Korrelation. Nach diesem Moment zu urteilen, ver-

hält sich die Arbeitsproduktivität in Bezug auf die Beschäftigung klar antizyklisch. Betrachtet man aber die Reaktion der Arbeitsproduktivität ein oder zwei Quartale nach Veränderungen der Beschäftigung, so ist diese zumindest schwach prozyklisch. Insgesamt verstärkt die Analyse der nicht-kontemporären Korrelationen den Eindruck, dass das *productivity puzzle* auch in Deutschland zu finden ist. Arbeitsproduktivität und Beschäftigung weisen keine eindeutige Beziehung zueinander auf, während Reallöhne und Beschäftigung auch nicht kontemporär eher schwach miteinander korreliert sind.

## 2. Ein RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit

Die Annahme von unteilbarer Arbeitszeit ist ein bedeutender Schritt, um den Erklärungsgehalt von RBC-Modellen in Bezug auf die diskutierten konjunkturellen Phänomene<sup>18</sup> des Arbeitsmarktes zu verbessern. In einem RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit haben Individuen nur die Möglichkeit, entweder eine bestimmte Anzahl exogen fixierter Vollzeitstunden oder überhaupt nicht zu arbeiten. Aus diesem Grund ist es den Individuen der Modellökonomie nicht möglich, ihr Arbeitsangebot stets so anzupassen, dass der Grenznutzen der Arbeit genau den marginalen Opportunitätskosten entspricht. Vielmehr ist der Grenznutzen der Freizeit aufgrund der fixierten Arbeitszeit eine Konstante, so dass die Individuen bei hoher Entlohnung versuchen, so viel wie möglich zu arbeiten. Hierdurch verhält sich die Modellökonomie auf aggregierter Ebene genau wie ein repräsentativer Agent, dessen Arbeitsangebotselastizität unendlich ist und zwar auch dann, wenn die individuelle Arbeitsangebotselastizität sehr gering ist. Somit lassen sich mikro ökonomische Evidenz (geringe individuelle Arbeitsangebotselastizität) und makroökonomische Phänomene (hohe Variabilität der Beschäftigung) wesentlich besser in Einklang bringen als in einem Standard-RBC-Modell mit teilbarer Arbeitszeit (Hansen 1985: 309–310; Prescott 1986: 18; Stadler 1994: 1758). „In this case aggregation matters, and matters greatly“ (Prescott 1986: 18). Demzufolge lässt sich durch die Annahme unteilbarer Arbeitszeit die relative Variabilität der geleisteten Arbeitsstunden c.p. signifikant erhöhen, während die relative Volatilität der Reallöhne i.d.R. sinkt. Leider sind sowohl Arbeitsproduktivität und Output als auch Reallöhne und Output weiterhin hoch korreliert. Dasselbe gilt für die Beziehung zwischen den beiden erstgenannten Variablen und der Beschäftigung (Hansen 1985: 321–323; Stadler 1994: 1759).

Vom besseren Erklärungspotenzial von konjunkturellen Mustern des Arbeitsmarktes abgesehen erscheint ein allgemeines Gleichgewichtsmodell mit unteilbarer Arbeitszeit auch aus institutioneller Sicht Erfolg versprechender zu sein. In entwickelten und damit häufig auch hoch regulierten Arbeitsmärkten erfolgt ein Großteil der Schwankungen der geleisteten Arbeitsstunden

<sup>18</sup> Vgl. hierzu die Diskussion der *stylized facts* der deutschen Konjunktur in Abschnitt 1.2.



durch eine Variation der Anzahl der Beschäftigten und nur ein relativ geringer Anteil durch eine Veränderung der geleisteten Arbeitsstunden pro Arbeitnehmer. In den USA erklären sich beispielsweise weniger als ein Drittel aller Beschäftigungsschwankungen durch eine Änderung der Anzahl der geleisteten Stunden pro Arbeitnehmer, über zwei Drittel erfolgt durch eine Variation der Anzahl der Beschäftigten (Hansen 1985: 311–312). Aufgrund der oben genannten Argumente sollte ein RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit insbesondere vor dem Hintergrund des stark regulierten deutschen Arbeitsmarktes einem Standard-RBC-Modell bei der Erklärung der konjunkturellen Muster überlegen sein.

Allerdings sollte ein DSGE-Modell idealerweise die Möglichkeit bieten, dass sich die Beschäftigung sowohl durch eine Variation der Anzahl der Arbeitnehmer als auch durch eine Variation der Arbeitsstunden pro Arbeitnehmer verändert. Da dies die Analyse erheblich erschweren würde (insbesondere im Rahmen des im weiteren Verlauf der Arbeit evaluierten Effizienzlohnmodells), wird dieser Ansatz nicht weiterverfolgt<sup>19</sup>. Außerdem verhält sich eine solche Modellökonomie c.p. wie eine Mischung aus Standard-RBC- und *indivisible labor*-Modell, so dass die konjunkturellen Muster des Arbeitsmarktes mit Hilfe solcher Modelle ex definitione bestenfalls teilweise lösbar sind (Cho, Cooley 1994: 427–429; Kydland, Prescott 1991b: 74–79).

## 2.1 Formale Modelldarstellung

### 2.1.1 Herleitung von Effizienzbedingungen

Das Standard-RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit (Hansen 1985:) ist ein puristisches Ein-Sektoren-Modell, welches auf dem neoklassischen Modell der Kapitalakkumulation (Hicks 1965; Solow 1956) aufbaut. Aufgrund des idealisierten ökonomischen Umfeldes gilt hier das zweite Wohlfahrtstheorem. Dies bedeutet, dass sowohl Entscheidungen eines wohlfahrtsmaximierenden sozialen Planers als auch individuelle nutzen- bzw. gewinnmaximierende Entscheidungen zu den gleichen pareto-optimalen Ergebnissen führen. Zur besseren Vergleichbarkeit mit dem Effizienzlohnmodell wird die Modellökonomie im Folgenden im Rahmen eines Wettbewerbsgleichgewichts betrachtet.

Wie bereits im ersten Kapitel diskutiert implizieren die Annahmen eines *balanced growth path*, dass sich das Verhältnis der meisten makroökonomischen Variablen zueinander im Zeitablauf nicht verändert. Das bedeutet, dass die meisten makroökonomischen Pro-Kopf-Größen<sup>20</sup> im *steady state* nicht nur

<sup>19</sup> Für ein modifiziertes RBC-Modell, welches eine Anpassung der Arbeitsstunden auf beide Arten zulässt, vgl. Cho, Cooley 1994; Kydland, Prescott 1991b.

<sup>20</sup> In dieser Arbeit werden Bevölkerungsveränderungen nicht berücksichtigt, so dass der Zusatz pro Kopf in diesem Zusammenhang eigentlich überflüssig ist.

konstante, sondern auch gleiche Wachstumsraten aufweisen. Diese *steady state*-Eigenschaften beschränken die Präferenzen und die Produktionstechnologie der Modellökonomie auf bestimmte funktionale Formen (King et al. 1988a: 200–202).

Um die konjunkturellen Eigenschaften des *indivisible labor*-Modells zu analysieren, ist es sinnvoll, dieses zunächst in eine stationäre Modellökonomie zu transformieren. Hierzu werden alle Variablen der Modellökonomie, die annahmegemäß mit der Rate des deterministischen technologischen Fortschritts wachsen, durch dessen jeweiliges Niveau ( $X_t$ ) geteilt. Mit kleinen Buchstaben bezeichnete Variablen stehen für die stationären, um den deterministischen technologischen Fortschritt bereinigten Werte der mit den entsprechenden Großbuchstaben bezeichneten Größen, also:  $y_t = Y_t / X_t$ ,  $w_t = W_t / X_t$ ,  $k_t = K_t / X_t$ ,  $c_t = C_t / X_t$ ,  $i_t = I_t / X_t$ . Da der wachstumsinduzierende technologische Fortschritt Harrod-neutral ist, müssen weder die Beschäftigung noch der Realzins transformiert werden und bleiben daher mit großen Buchstaben gekennzeichnet (King et al. 1988a: 202–204).

### *Das Nutzenmaximierungsproblem der repräsentativen Haushalte*

Die Ökonomie besteht aus einer unendlichen Anzahl identischer Individuen, deren Präferenzen durch folgende logarithmische Nutzenfunktion<sup>21</sup> beschrieben werden

$$u_t = \log c_t + \theta N_t \log(T - h).$$

Der Nutzen eines Individuums im Zeitpunkt  $t$  ist abhängig vom Konsum der laufenden Periode ( $c_t$ ) und der Wahrscheinlichkeit, in der laufenden Periode einen Job zu bekommen ( $N_t$ ). Je größer diese Wahrscheinlichkeit ist, desto geringer ist der erwartete Nutzen aus Freizeit, und umgekehrt. Die Freizeit eines arbeitenden Individuums ist stets die Differenz aus Zeitbudget ( $T$ ) und fixierter Vollzeitstundenzahl ( $h$ ). Die Präferenzen sind separierbar im Zeitablauf und den Argumenten, so dass der „Job-Lotterie“-Mechanismus für eine pareto-optimale Allokation von Konsum und Beschäftigung sorgt (Rogerson 1988: 7–13). Außerdem ist die „Job-Lotterie“ so ausgestaltet, dass die Individuen der Modellökonomie vollständig gegenüber dem Risiko der Arbeitslosigkeit versichert sind<sup>22</sup>. Der Parameter  $\theta$  gewichtet das Arbeitsleid relativ zum Nutzen des Konsums. Die Haushalte besitzen den gesamten Kapitalstock der Modellökonomie ( $k_t$ ) und vermieten ihn in jeder Periode an die Firmen,

<sup>21</sup> Die verwendete Nutzenfunktion ist zweifach stetig differenzierbar. Weiterhin gilt:  $D_c, D_L > 0$ ,  $D_{cc} < 0$  und  $D_{LL} = 0$ . In Bezug auf den Konsum erfüllt sie außerdem die Inada-Bedingungen, d.h.  $\lim_{c \rightarrow \infty} D_c u(\cdot) = 0$  und  $\lim_{c \rightarrow 0} D_c u(\cdot) = \infty$ .  $L_t$  bezeichnet hier die Wahrscheinlichkeit, in Periode  $t$  keinen Job zu bekommen.

<sup>22</sup> Für eine ausführliche Diskussion dieser Modelleigenschaft vgl. Hansen (1985: 324-327).

welche hierfür den Zinssatz ( $R_t$ ) bezahlen müssen. Hierbei ist allerdings zu beachten, dass der Kapitalstock der laufenden Periode eine vorherbestimmte Variable ist, da seine Höhe bereits vor der Realisation des aktuellen Technologieschocks durch die Konsum- bzw. Investitionsentscheidung der vorherigen Periode bestimmt wird. Die Entwicklung des Kapitalstocks lässt sich in diesem einfachen neoklassischen Rahmen folgendermaßen beschreiben

$$(15) \quad \gamma k_{t+1} = (1 - \delta)k_t + i_t,$$

wobei  $\delta$  die Abschreibungsrate auf den Kapitalstock,  $\gamma$  die Rate des deterministischen Harrod-neutralen technischen Fortschritts und  $i_t$  die Bruttoinvestitionen in den Kapitalstock darstellen. Das in der Modellökonomie produzierte Gut kann entweder für Konsum- oder Investitionszwecke verwendet werden. Der Konsum ergibt sich nach Abzug der Investitionen vom Einkommen, welches sich aus Lohn- und Zinseinkommen zusammensetzt

$$(16) \quad c_t = w_t h N_t + R_t k_t - i_t.$$

Mit Hilfe dieser Funktionen lässt sich das Problem des repräsentativen Agenten folgendermaßen formulieren:

$$\max_{\{c_t, N_t, k_{t+1}\}_{t=0}^{\infty}} E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\log c_t + \theta N_t \log(T - h)] \right\}$$

unter Einhaltung der Gleichungen (15) und (16). Dieses Problem ist mittels eines Standard-Lagrange-Ansatzes lösbar. Durch Ableitung nach den Entscheidungsvariablen ( $c_t, N_t, k_{t+1}, \lambda_t$ ) und anschließender Elimination des Lagrange-Multiplikators ( $\lambda_t$ ) ergeben sich die beiden folgenden Bedingungen erster Ordnung

$$(17) \quad -\theta \log(T - h) = \frac{1}{c_t} w_t h,$$

$$(18) \quad \beta E_t \left\{ \frac{1}{c_{t+1}} [R_{t+1} + (1 - \delta)] \right\} = \frac{1}{c_t} \gamma.$$

### Das Gewinnmaximierungsproblem der repräsentativen Firmen

In der Modellökonomie wird nur ein Gut produziert, welches mit einer neoklassischen Produktionsfunktion hergestellt wird. Wie in RBC-Modellen üblich, wird auch im *indivisible labor*-Modell der Output mit Hilfe einer Produktionsfunktion vom Cobb-Douglas-Typ hergestellt:

$$(19) \quad y_t = A_t (N_t h)^\alpha k_t^{1-\alpha}.$$

Wie durch die Annahme eines *balanced growth path* gefordert, weist die Produktionsfunktion somit konstante Skalenerträge auf, ist konkav und zweifach stetig differenzierbar, und beide Produktionsfaktoren sind essenziell<sup>23</sup>. Die Annahme konstanter Skalenerträge stellt sicher, dass in der Modellökonomie ein eindeutiges Wettbewerbsgleichgewicht existiert, in dem die Anzahl der Firmen unbestimmt bleibt<sup>24</sup>.

Wie bereits erwähnt, stellt  $k_t$  den Kapitaleinsatz in Periode  $t$  dar, der durch die Investitionsentscheidung der privaten Haushalte in der Vorperiode bestimmt wird.  $N_t h$  beschreibt den Arbeitseinsatz in Periode  $t$ . Genauer gesagt, beschreibt die Größe  $N_t$  den Anteil der Individuen, die arbeiten, und der Parameter  $h$  bezeichnet die Anzahl fest vorgeschriebener Vollzeitstunden. Vorübergehende, stochastische Veränderungen der totalen Faktorproduktivität spiegeln sich in der Variablen  $A_t$  wider<sup>25</sup>.

In jeder Periode maximieren die Firmen die Differenz aus Output und Faktorkosten. Die Entscheidung, wie viele Arbeitskräfte sie zu welchem Lohnsatz einstellen, treffen die Firmen nach Realisation des technologischen Schocks. Die Höhe des Kapitalstocks ist hingegen vorherbestimmt. Die Maximierung des Periodengewinns wird somit durch eine Anpassung des Zinssatzes sichergestellt. Das Gewinnmaximierungsproblem der repräsentativen Firmen lautet analytisch ausgedrückt

$$\max_{\{N_t, k_t\}_{t=0}^{\infty}} \{A_t (N_t h)^\alpha k_t^{1-\alpha} - w_t N_t h - R_t k_t\}.$$

Neben den Gleichungen (15) bis (19) müssen somit die folgenden Bedingungen erster Ordnung zu jedem Zeitpunkt erfüllt sein

$$(20) \quad w_t = \alpha A_t (N_t h)^{\alpha-1} k_t^{1-\alpha},$$

$$(21) \quad R_t = (1-\alpha) A_t (N_t h)^\alpha k_t^{-\alpha}.$$

Die Effizienzbedingungen (20) und (21) stellen sicher, dass beide Produktionsfaktoren jederzeit mit ihren jeweiligen Grenzprodukten entlohnt werden.

<sup>23</sup> Weiterhin erfüllt sie die Inada-Bedingungen, d.h.  $\lim_{K \rightarrow \infty} D_1 F(K, N) = 0$ ,  $\lim_{K \rightarrow 0} D_1 F(K, N) = \infty$ ,  $\lim_{N \rightarrow \infty} D_2 F(K, N) = 0$  sowie  $\lim_{N \rightarrow 0} D_2 F(K, N) = \infty$ .

<sup>24</sup> Steigende Skalenerträge würden dazu führen, dass kein eindeutiges Gleichgewicht existiert, während sinkende Skalenerträge zu einer unendlichen Anzahl von unendlich kleinen Firmen führen würden, deren Output in Summe unendlich groß wäre.

<sup>25</sup> Wie bereits diskutiert, wird in Bezug auf permanente Veränderungen der Produktionstechnologie angenommen, dass diese ausschließlich in arbeitsvermehrender Form auftreten. Dies ist auch daran ersichtlich, dass die Variablen Output und Kapitalstock in stationarisierter Form in die Produktionsfunktion eingehen, während die Beschäftigung eine ex definitione stationäre Variable ist.

Insgesamt lässt sich das RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit durch ein System von sieben stochastischen Differenzgleichungen in den Variablen  $c$ ,  $i$ ,  $k$ ,  $N$ ,  $R$ ,  $w$  und  $y$  beschreiben (Gleichung 15 bis 21). Damit die Modellökonomie effiziente, d.h. wohlfahrtsmaximale Zeitpfade der makroökonomischen Variablen aufweist, müssen diese Bedingungen erster Ordnung<sup>26</sup> für jeden Zeitpunkt ( $t = 1, 2, \dots, \infty$ ) erfüllt sein. Außerdem darf die Transversalitätsbedingung

$$(22) \quad \lim_{t \rightarrow \infty} \beta^t \lambda_t k_{t+1} = 0$$

in keinem Zeitpunkt verletzt sein<sup>27</sup>. Im deterministischen Fall, d.h. im Fall von  $A_t = 1$  für alle  $t = 1, 2, \dots, \infty$ , lassen sich für jeden Anfangskapitalbestand  $k_0$  optimale Zeitpfade  $\{c_t\}_{t=0}^{\infty}$ ,  $\{N_t\}_{t=0}^{\infty}$  und  $\{k_t\}_{t=1}^{\infty}$  berechnen. Bei stochastischen Technologieschocks ändern sich die optimalen Zeitpfade der Modellökonomie durch jede neue Realisation der totalen Faktorproduktivität  $A_t$ .

### 2.1.2 Gleichgewichtsanalyse im *steady state*

Befindet sich die Modellökonomie im *steady state*, treten keine vorübergehenden technologischen Schocks auf, so dass die (Zufalls-)Variable  $A_t$  keinen Einfluss besitzt und jederzeit den Wert eins annimmt (Christiano 1988: 255; Lucas 1980: 701; Lucke 1998: 82). Die anderen Variablen der Modellökonomie sind im *steady state* entweder ex definitione oder zumindest in ihrer transformierten Version unabhängig vom Entwicklungsstand der Modellökonomie, so dass ein Zeitindex bei den anderen Variablen im *steady state* ebenfalls überflüssig ist. Insbesondere lassen sich stationarisierte *steady state*-Niveaus der Modellvariablen und Quotienten bestimmter Modellvariablen herleiten, die ausschließlich von den tiefen Parametern der Modellökonomie abhängen. Hierzu werden zunächst in den oben hergeleiteten Beziehungen die Zeitindizes entfernt. Anschließend lassen sich für den *steady state*-Realzins, einige *great ratios* und letztendlich für sämtliche anderen Variablen des *indivisible labor*-Modells *steady state*-Werte berechnen.

Der reale Zinssatz im *steady state* ergibt sich zunächst unmittelbar aus der deterministischen Version von Gleichung (18)

$$(23) \quad R = \frac{\gamma}{\beta} - (1 - \delta).$$

<sup>26</sup> Auf die Überprüfung der hinreichenden Bedingungen zweiter Ordnung wird im Rahmen dieser Arbeit verzichtet.

<sup>27</sup> Die Transversalitätsbedingung stellt sicher, dass der Gegenwartswert des Kapitalstocks null wird, sofern man einen Kapitalbestand zugrunde legt, der nur weit genug in der Zukunft liegt. Somit wird eine rein endogen verursachte, stetige Akkumulation von Kapital ausgeschlossen. Für eine tiefere Analyse der Notwendigkeit der Transversalitätsbedingung vgl. Kamihigashi (2002).

Das Verhältnis von Kapitalstock und Beschäftigtenquote im *steady state* lässt sich durch Umformen von Gleichung (21) und Substitution von  $R$  als

$$\frac{k}{N} = h \left( \frac{(1-\alpha)}{\frac{\gamma}{\beta} - (1-\delta)} \right)^{\frac{1}{\alpha}}$$

herleiten. Durch Einsetzen dieses Ausdrucks in die erste Effizienzbedingung der repräsentativen Firma (Gleichung 20) erhält man den *steady state*-Reallohn

$$(24) \quad w = \alpha \left( \frac{(1-\alpha)}{\frac{\gamma}{\beta} - (1-\delta)} \right)^{\frac{1-\alpha}{\alpha}}$$

Mit Hilfe dieses Ergebnisses und der deterministischen Version von Gleichung (17) lässt sich der Konsum im *steady state* leicht als

$$(25) \quad c = h \frac{\alpha \left( \frac{(1-\alpha)}{\frac{\gamma}{\beta} - (1-\delta)} \right)^{\frac{1-\alpha}{\alpha}}}{-\theta \log(T-h)}$$

ableiten. Die *steady state*-Beschäftigtenquote ergibt sich unter Benutzung der bereits errechneten *steady state*-Lösungen für den Konsum, den Reallohn und das Verhältnis von Kapital und Beschäftigung sowie durch Kombination der deterministischen Version von Gleichung (16) und (15)

$$(26) \quad N = \frac{\alpha \left( \frac{\frac{\gamma}{\beta} - (1-\delta)}{(1-\alpha)} \right)}{-\theta \log(T-h) \left[ \alpha \left( \frac{\frac{\gamma}{\beta} - (1-\delta)}{(1-\alpha)} \right) + \frac{\gamma}{\beta} - \gamma \right]}$$

Der *steady state*-Wert des Kapitalstocks ergibt sich nach Substitution der *steady state*-Beschäftigtenquote in den errechneten Ausdruck für das Verhältnis von Kapitalstock und Beschäftigtenquote

$$(27) \quad k = h \frac{\alpha \left( \frac{\frac{\gamma}{\beta} - (1-\delta)}{(1-\alpha)} \right)^{\frac{\alpha-1}{\alpha}}}{-\theta \log(T-h) \left[ \alpha \left( \frac{\frac{\gamma}{\beta} - (1-\delta)}{(1-\alpha)} \right) + \frac{\gamma}{\beta} - \gamma \right]}$$

Der *steady state*-Wert des Einkommens ( $y$ ) in Abhängigkeit der tiefen Parameter des Modells lässt sich leicht berechnen, indem man die bereits errechneten *steady state*-Werte der Produktionsfaktoren in die deterministische Version der Produktionsfunktion (Gleichung 19) einsetzt

$$(28) \quad y = h \frac{\alpha \left( \frac{\frac{\gamma}{\beta} - (1-\delta)}{(1-\alpha)} \right)^{\frac{2\alpha-1}{\alpha}}}{-\theta \log(T-h) \left[ \alpha \left( \frac{\frac{\gamma}{\beta} - (1-\delta)}{(1-\alpha)} \right) + \frac{\gamma}{\beta} - \gamma \right]}$$

Die letzte noch zu errechnende *steady state*-Lösung ergibt sich durch Einsetzen des Kapitalstocks im *steady state* in die deterministische Version der Kapitalakkumulationsgleichung (Gleichung 15)

$$(29) \quad i = h \frac{\alpha \left( \frac{\frac{\gamma}{\beta} - (1-\delta)}{(1-\alpha)} \right)^{\frac{\alpha-1}{\alpha}} (\gamma - 1 + \delta)}{-\theta \log(T-h) \left[ \alpha \left( \frac{\frac{\gamma}{\beta} - (1-\delta)}{(1-\alpha)} \right) + \frac{\gamma}{\beta} - \gamma \right]}$$

Somit ist es gelungen, für alle stationarisierten oder ex definitione stationären Variablen der Modellökonomie *steady state*-Lösungen ausschließlich in Abhängigkeit der tiefen Parameter der Modellökonomie zu finden. Dies ist nötig,

um approximative Modelllösungen bei Abweichungen vom *steady state* zu bestimmen. Außerdem ist die *steady state*-Lösung für die spätere Kalibrierung des Modells von großem Nutzen<sup>28</sup>.

### 2.1.3    Approximative Modelllösung bei Abweichungen vom *steady state*

Wie weit sich das RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit von seinem deterministischen *steady state*-Wachstumspfad entfernt und wie viele Perioden es dauert, bis die Variablen wieder ihre *steady state*-Werte erreichen, hängt von modellendogenen Faktoren, aber insbesondere auch von den zeitreihentheoretischen Eigenschaften der stochastischen Schocks ab, denen die Modellökonomie ausgesetzt ist. Um das Verhalten der Modellökonomie im Konjunkturzyklus zu quantifizieren, ist es nötig, effiziente Lösungen bzw. Werte der Modellvariablen auch für die Zeitpunkte zu entwickeln, in denen sich die Ökonomie nicht in ihrem *steady state*-Zustand befindet.

Leider lässt sich das aus den sieben Effizienzbedingungen (Gleichung 15 bis 21) bestehende, nichtlineare Differenzgleichungssystem nur näherungsweise lösen. Um zunächst zu einem loglinearen Differenzgleichungssystem zu gelangen, werden alle Variablen des nichtlinearen Differenzgleichungssystems nahe ihrer stationären *steady state*-Werte approximiert. Zu diesem Zweck wird jede Variable als logarithmische Abweichung von ihrem *steady state*-Wert ausgedrückt. Logarithmische Abweichungen einer Variablen von ihrem *steady state*-Wert werden mit einem Dach versehen<sup>29</sup>.

Um das linearisierte Modell gemäß dem im ersten Kapitel erläuterten Verfahren lösen zu können, wird das RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit zunächst auf die Kontrollvariablen Konsum und Beschäftigung, die Zustandsvariable Kapital, die Co-Zustandsvariable Reallohn sowie die exogene Variable  $A_t$  reduziert. Alle anderen Variablen können dann leicht aus der Modelllösung errechnet werden. Nach einigen zusätzlichen Umformungen des Differenzgleichungssystems und Linearisierung um den deterministischen *steady state* ergibt sich folgendes loglineares Differenzgleichungssystem

$$(30) \quad c_t = -\frac{h}{\theta \log(T-h)} w_t \quad \approx \quad \hat{c}_t = \hat{w}_t,$$

$$(31) \quad \alpha A_t (N_t h)^{\alpha-1} k_t^{1-\alpha} = w_t \quad \approx \quad (1-\alpha)\hat{N}_t = (1-\alpha)\hat{k}_t - \hat{w}_t + \hat{A}_t,$$

<sup>28</sup> Vgl. die allgemeinen Ausführungen in Abschnitt 4 im ersten Kapitel und die Kalibrierung des Modells in Abschnitt 2.2.

<sup>29</sup> Eine ausführlichere Beschreibung des Linearisierungsverfahrens und die in diesem Zusammenhang relevanten Quellen finden sich in Abschnitt 3 im ersten Kapitel.



$$\begin{aligned}
 (32) \quad \beta E_t \left\{ \frac{1}{c_{t+1}} [(1-\alpha)A_{t+1}(N_{t+1}h)^\alpha k_{t+1}^{-\alpha} + (1-\delta)] \right\} &= \frac{1}{c_t} \gamma \\
 &\simeq \alpha \frac{\gamma - \beta(1-\delta)}{\gamma} \hat{k}_{t+1} + E_t \hat{w}_{t+1} - \hat{w}_t \\
 &= \alpha \frac{\gamma - \beta(1-\delta)}{\gamma} E \hat{N}_{t+1} + \frac{\gamma - \beta(1-\delta)}{\gamma} E_t \hat{A}_{t+1},
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (33) \quad \gamma k_{t+1} &= (1-\delta)k_t + A_t(N_t h)^\alpha k_t^{1-\alpha} - c_t \\
 &\simeq \gamma \frac{k}{y} \hat{k}_{t+1} + \left[ (1-\delta) \frac{k}{y} - (1-\alpha) \right] \hat{k}_t = -\frac{c}{y} \hat{c}_t + \alpha \hat{N}_t + \hat{A}_t,
 \end{aligned}$$

$$(34) \quad y_t = A_t(N_t h)^\alpha k_t^{1-\alpha} \simeq \hat{y}_t = \alpha \hat{N}_t + (1-\alpha) \hat{k}_t + \hat{A}_t,$$

$$(35) \quad i_t = A_t(N_t h)^\alpha k_t^{1-\alpha} - c_t \simeq \hat{i}_t = -\frac{c}{i} \hat{c}_t + \alpha \frac{y}{i} \hat{N}_t + (1-\alpha) \frac{y}{i} \hat{k}_t + \frac{y}{i} \hat{A}_t,$$

$$(36) \quad R_t = (1-\alpha)A_t(N_t h)^\alpha k_t^{-\alpha} \simeq \hat{R}_t = \alpha \hat{N}_t - \alpha \hat{k}_t + \hat{A}_t.$$

Nach abgeschlossener Linearisierung kann das aus den ersten vier linearisierten Effizienzbedingungen bestehende Differenzgleichungssystem mit der bereits erläuterten Methodik gelöst werden (Abschnitt 3 im ersten Kapitel). Der Vektor der näherungsweise Abweichungen der Zustandsvariablen von ihrem *steady state*-Wert ( $\hat{s}_t$ ) enthält die näherungsweise prozentuale Abweichung des Kapitalstocks von seinem *steady state*-Wert sowie die des Reallohns von seinem *steady state*-Wert, also  $\hat{s}_t = (k_t, \hat{w}_t)'$ . Dieser Vektor wird bei Anwendung des Lösungsalgorithmus in die Teilvektoren  $\hat{s}_{1t} = (\hat{k}_t)$  und  $\hat{s}_{2t} = (\hat{w}_t)$  zerlegt. Entscheidungsvariablen des RBC-Modells mit unteilbarer Arbeitszeit sind die näherungsweise Abweichungen des Konsums und der Beschäftigung von ihren *steady state*-Werten, so dass der Vektor der Entscheidungsvariablen ( $\hat{u}_t$ ) die Gestalt  $\hat{u}_t = (\hat{c}_t, \hat{N}_t)'$  annimmt. Einzige exogene Variable ist der stochastische Prozess der totalen Faktorproduktivität, so dass gilt:  $\hat{e}_t = (\hat{A}_t)$ . Unter Verwendung dieser Definitionen lassen sich die Euler-Gleichungen für  $\hat{u}_t$  (Gleichungen (30) und (31)) und die Euler-Gleichungen für  $\hat{s}_t$  (Gleichungen (32) und (33)) unter Verwendung von Matrizen gemäß Gleichung (1) und (2) zusammenfassen. Die genaue Gestalt der „*M*-Matrizen“ lässt sich unmittelbar aus den linearisierten Effizienzbedingungen ableiten

$$M_{cc} = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & (1-\alpha) \end{pmatrix},$$

$$M_{cs} = \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ (1-\alpha) & -1 \end{pmatrix},$$

$$M_{ce} = \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \end{pmatrix},$$

$$M_{ss}^0 = \begin{pmatrix} \alpha \frac{\gamma - \beta(1-\delta)}{\gamma} & 1 \\ \gamma \frac{k}{y} & 0 \end{pmatrix},$$

$$M_{ss}^1 = \begin{pmatrix} 0 & -1 \\ (1-\delta) \frac{k}{y} - (1-\alpha) & 0 \end{pmatrix},$$

$$M_{sc}^0 = \begin{pmatrix} 0 & \alpha \frac{\gamma - \beta(1-\delta)}{\gamma} \\ 0 & 0 \end{pmatrix},$$

$$M_{sc}^1 = \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ -\frac{c}{y} & \alpha \end{pmatrix},$$

$$M_{se}^0 = \begin{pmatrix} \frac{\gamma - \beta(1-\delta)}{\gamma} \\ 0 \end{pmatrix},$$

$$M_{se}^1 = \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \end{pmatrix}.$$

Somit lassen sich für die zukünftige Zustandsvariable  $\hat{s}_{1,t+1}$ , die Co-Zustandsvariable  $\hat{s}_{2,t}$  und die Entscheidungsvariablen  $\hat{u}_t$  des RBC-Modells mit unteilbarer Arbeitszeit approximative Lösungen bei Abweichungen vom *steady state* in Abhängigkeit der Zustandsvariablen  $\hat{s}_{1,t}$  und der aktuellen exogenen Variable  $\hat{e}_t$  gemäß dem erläuterten Algorithmus ermitteln. Mit Hilfe dieser Lösung können anschließend Lösungen für die näherungsweise prozentualen Abweichungen der anderen makroökonomischen Größen  $\hat{f}_t = (\hat{y}_t \hat{i}_t \hat{R}_t)'$  in Abhängigkeit von  $\hat{u}_t$ ,  $\hat{s}_{1,t}$  und  $\hat{e}_t$  berechnet werden. Die Koeffizientenmatrizen  $F_u$ ,  $F_{s_1}$  und  $F_e$  lassen sich mit Hilfe der Gleichungen (34) bis (36) leicht als

$$F_u = \begin{pmatrix} 0 & \alpha \\ -\frac{c}{i} & \alpha \frac{y}{i} \\ 0 & \alpha \end{pmatrix},$$

$$F_{s_1} = \begin{pmatrix} 1 - \alpha \\ (1 - \alpha) \frac{y}{i} \\ -\alpha \end{pmatrix},$$

und

$$F_e = \begin{pmatrix} 1 \\ \frac{y}{i} \\ 1 \end{pmatrix}$$

herleiten. Somit ist es also möglich, das RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit zumindest näherungsweise für alle Variablen zu lösen. Die Lösung des Modells und somit auch die *stylized facts* der Modellökonomie hängen ausschließlich von den tiefen Parametern des Modells ab. Um die relevanten Momente zu berechnen, müssen im nächsten Schritt Werte für die Parameter des Modells bestimmt werden.

## 2.2 Kalibrierung

Die Abschreibungsrate ( $\delta$ ) lässt sich zunächst leicht mit Hilfe der deterministischen Version der Kapitalakkumulationsgleichung (Gleichung (15)) nach Substitution der Wachstumsrate des deutschen BIP ( $\gamma$ ) und dem durchschnittlichen Verhältnis von Investitionen und Kapitalstock bestimmen

$$(37) \quad \delta = 1 - \gamma + \frac{i}{k}.$$

Unter Benutzung der Abschreibungsrate und anderer Parameter kann der Gewichtungsparmeter  $\theta$  so gesetzt werden, dass die Beschäftigtenquote im

*steady state* der durchschnittlichen Beschäftigungsquote in Deutschland entspricht.

$$(38) \quad \theta = \frac{\alpha \left( \frac{\frac{\gamma}{\beta} - (1 - \delta)}{1 - \alpha} \right)}{-N \log(T - h) \left[ \alpha \left( \frac{\frac{\gamma}{\beta} - (1 - \delta)}{1 - \alpha} \right) + \frac{\gamma}{\beta} - \gamma \right]}.$$

Der Wert für den Diskontierungsfaktor  $\beta$  beträgt wie in den meisten anderen RBC-Studien 0,99 (z.B. Alexopoulos 2003: 738; Hansen 1985: 19; Kydland, Prescott 1982: 1636; Lucke 1998: 102.). Die exogen fixierte Vollzeitstundenzahl  $h$  beträgt eins pro Quartal. Dieser unrealistisch niedrige Wert erleichtert die Simulation des Effizienzlohnmodells, hat aber keinen Einfluss auf die zyklischen Eigenschaften beider Modelle. Das gesamte Zeitbudget  $T$  entspricht der Anzahl der Tage pro Quartal multipliziert mit der Anzahl der Stunden pro Tag, die nicht für Schlaf gebraucht werden. Der Parameter  $\alpha$  entspricht dem Anteil des Einkommens aus unselbstständiger Arbeit am gesamten deutschen BIP. Es ergibt sich ein Wert von knapp über 70%. Wie nicht anders zu erwarten, ist dieser Wert höher als der in US-amerikanischen Studien häufig verwendete Wert von etwa zwei Dritteln.

Zuletzt müssen noch die Parameter des exogenen Prozesses der totalen Faktorproduktivität kalibriert werden. Zunächst wird das Solow-Residuum mit Hilfe folgender Gleichung ermittelt (King, Rebelo 1999: 950–953)

$$\log SR_t = \log Y_t - \alpha \log N_t - (1 - \alpha) \log K_t.$$

Um die stationäre, stochastische Komponente des Solow-Residuums zu isolieren, wird anschließend – den Annahmen der Modelle folgend – ein linearer Trend abgezogen. Es wird weiterhin angenommen, dass die so trendbereinigte Reihe ( $A_t$ ) einem AR(1)-Prozess folgt. Daher kann folgende Gleichung mit Hilfe der OLS-Methode geschätzt werden, um den Persistenzparameter  $\rho^A$  zu ermitteln

$$(39) \quad \log A_t = \rho^A \log A_{t-1} + \varepsilon_t^A,$$

wobei  $\varepsilon_t^A \sim N(0, \sigma^A)$ . Die Standardabweichung des Störterms ( $\sigma^A$ ) wird im Folgenden nicht obiger Schätzung entnommen. Stattdessen wird dieser Parameter so gewählt, dass die Varianz des Outputs der Modellökonomie derjenigen des verwendeten Datensatzes entspricht. Für diese Vorgehensweise sprechen folgende Argumente: Zum einen soll in diesem Kapitel zunächst die Frage beantwortet werden, ob die verwendeten RBC-Modelle substanziell zur Verbesserung des Verständnisses der konjunkturellen Schwankungen am deutschen Arbeitsmarkt beitragen können. Vor diesem Hintergrund er-

Tabelle 6

**Parameterwerte des *indivisible labor*-Modells**

$\alpha$	0,72
$\gamma$	1,022 <sup>0,25</sup>
$\delta$	0,0236
$\beta$	0,99
$\theta$	-0,1336
$T$	1 369
$h$	1
$\rho^A$	0,932
$\sigma^A$	0,005

scheint es sinnvoll, die prozentualen Schwankungen der Modellökonomien in einem gewissen Sinne zu normieren. Zum anderen bestehen bei der Messung des Solow-Residuums an sich, aber insbesondere auch hinsichtlich der Schätzung dessen stationärer, stochastischer Komponente, üblicherweise große Unsicherheiten. Insbesondere lässt sich die Standardabweichung des Störterms häufig nur mit sehr großer Ungenauigkeit bestimmen. Dies hat zur Folge, dass eine im statistischen Sinne verlässliche Quantifizierung des Einflusses von Technologieschocks häufig nicht möglich ist<sup>30</sup>. Andererseits besitzt die in diesem Kapitel gewählte Vorgehensweise den Nachteil, dass über den absoluten Einfluss von Technologieschocks keine Aussage getroffen werden kann. Dieser Nachteil wird wegen der genannten Argumente in diesem Kapitel bewusst in Kauf genommen<sup>31</sup>. Tabelle 6 fasst alle Parameterwerte des *indivisible labor*-Modells zusammen.

### 2.3 Evaluation

In diesem Abschnitt wird das RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit anhand des verwendeten Datensatzes evaluiert. Konkret bedeutet dies, dass zunächst die *steady state*-Lösung des Modells mit den entsprechenden langfristigen Durchschnittswerten des deutschen Datensatzes verglichen wird. Anschließend wird die Fähigkeit des Modells, die konjunkturellen Muster in Deutschland zu erklären, insbesondere daran beurteilt, ob das Modell in der Lage ist, bestimmte zeitreihentheoretische Momente (relative Standardabweichungen, Korrelationen) zu reproduzieren.

Tabelle 7 zeigt einige *great ratios*, also die durchschnittlichen Verhältnisse bestimmter makroökonomischer Variablen und die entsprechenden Werte der

<sup>30</sup> Für eine ausführliche Analyse der Probleme bei der Messung des Solow-Residuums und deren Auswirkungen auf den modelltheoretisch erklärbaren Einfluss von Technologieschocks vgl. Eichenbaum (1991).

<sup>31</sup> Der geschätzte Wert der Standardabweichung des Störterms ( $\sigma^A$ ) beträgt 0,0077. Somit würden bei entsprechender Kalibrierung die Schwankungen des Outputs der Modellökonomie größer sein als die gemessenen Outputschwankungen in Deutschland. Technologieschocks würden also mehr als 100% der Outputschwankungen erklären.

Tabelle 7

**Steady state-Eigenschaften des *indivisible labor*-Modells**

	Deutschland	<i>indivisible labor</i> -Modell
Privater Konsum / Output	0,5698	0,7924
Kapital / Output	7,7498	7,1326
Investitionen / Output	0,2256	0,2076
Investitionen / Kapital	0,0291	0,0291
Beschäftigtenquote	0,9420	0,9420

Quelle: Statistisches Bundesamt, OECD und eigene Berechnungen.

*steady state*-Lösung des *indivisible labor*-Modells. Wie erläutert, garantiert die vorgenommene Kalibrierung des Modells, dass das Verhältnis von Investitionen und Kapitalstock und die Beschäftigtenquote im *steady state* genau den Werten des deutschen Datensatzes entsprechen. Erfreulicherweise ist auch das Verhältnis von Kapital und Einkommen sowie das von Investitionen und Einkommen im *steady state* nur wenig geringer als beobachtet.

Der *steady state*-Wert des Verhältnisses von Konsum und Einkommen ist allerdings wesentlich höher als der langfristige Datendurchschnitt. Eine Erklärung könnte die verwendete Zeitreihe sein. Wie erwähnt, handelt es sich hierbei um den privaten Konsum. In Deutschland ist die Staatsquote allerdings relativ hoch, so dass es wahrscheinlich ist, dass der Staat einen Teil der privaten Konsumausgaben verdrängt hat. Diese Möglichkeit besteht in den hier verwendeten Modellen aber nicht, so dass der ausgewiesene Quotient sämtliche Wünsche der Privaten nach Konsum widerspiegelt und möglicherweise deshalb höher ausfällt.

Tabelle 8 beinhaltet die Standardabweichungen wichtiger makroökonomischer Variablen im Verhältnis zu der des Outputs. Wie erwartet ist das RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit nicht in der Lage, die hohe relative Volatilität der Beschäftigung zu erzeugen, welche der Datensatz suggeriert. Während die geleisteten Arbeitsstunden in Deutschland fast genauso volatil sind wie der Output, beträgt die relative Standardabweichung der gleichen Variablen im RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit nur 75%. In Bezug auf die Reallöhne muss festgestellt werden, dass die Modellökonomie überraschenderweise eine deutlich geringere relative Volatilität als der Datensatz aufweist.

Weiterhin gelingt es der Modellökonomie nur unbefriedigend, die relativen Standardabweichungen des privaten Konsums, der Arbeitsproduktivität und der Investitionen zu reproduzieren. Die Standardabweichungen der simulierten Zeitreihen sind in den beiden erstgenannten Fällen viel zu gering, während die relative Volatilität der simulierten Investitionen eindeutig zu hoch ist. Gut schneidet das Modell hingegen in Bezug auf den Kapitalstock ab. Seine relative Standardabweichung wird mehr oder weniger genau reproduziert.

Tabelle 8

**Relative Standardabweichungen und kontemporäre Korrelationen ausgewählter Variablen des *indivisible labor*-Modells mit dem Output**

Variable ( $x$ )	$\sigma_x / \sigma_y$		$corr(x_t, y_t)$	
	Deutschland <sup>1</sup>	<i>indivisible labor</i> -Modell <sup>2</sup>	Deutschland <sup>1</sup>	<i>indivisible labor</i> -Modell
Privater Konsum	0,89	0,31	0,73	0,85
Investitionen	2,53	3,86	0,86	0,99
Kapital	0,30	0,36	0,29	0,40
Beschäftigung	0,90	0,75	0,73	0,98
Reallöhne	0,56	0,31	0,31	0,85
Arbeitsproduktivität	0,96	0,31	0,09	0,85

Quelle: Statistisches Bundesamt, OECD und eigene Berechnungen. – Alle Variablen wurden logarithmiert und mit Hilfe des HP-Filters trendbereinigt ( $\lambda = 1600$ ).

Tabelle 8 zeigt außerdem, dass das RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit Korrelationen zwischen dem Output und den anderen makroökonomischen Variablen erzeugt, die im Durchschnitt deutlich höher ausfallen als die entsprechenden Momente des Datensatzes. Während beispielsweise die Investitionen und der Output in der Modellökonomie fast perfekt miteinander korreliert sind, beträgt der Datenwert jeweils nur etwa 0,86. Trotz dieser Unterschiede wird deutlich, dass in Bezug auf die drei Variablen Konsum, Investitionen und Kapital die relative Stärke der Korrelationen in der Modellökonomie grundsätzlich dem Muster des Datensatzes entspricht. Mit anderen Worten weisen Variablen, die in der Realität eher schwach mit dem Output korreliert sind, auch in der Modellökonomie eher geringe Korrelationen auf, und umgekehrt.

In Bezug auf die Arbeitsmarktvariablen Reallohn, Beschäftigung und Arbeitsproduktivität zeigen sich allerdings die erwarteten Schwächen. Während Beschäftigung und Output im *indivisible labor*-Modell fast perfekt miteinander korreliert sind, beträgt das korrespondierende Datenmoment nur 0,73. Weiterhin sind die Reallöhne in Deutschland nur schwach prozyklisch, während das RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit stark prozyklische Reallöhne erzeugt. Die theoretisch errechnete Korrelation der Arbeitsproduktivität mit dem Output entspricht genau derjenigen von Reallohn und Output, da beide Modellvariablen perfekt miteinander korreliert sind. Da Arbeitsproduktivität und Output in der Realität so gut wie gar nicht miteinander korreliert sind, schneidet das Modell in Bezug auf dieses Moment noch schlechter ab.

Da in dieser Arbeit die Güte der verwendeten Modelle insbesondere daran beurteilt werden soll, inwieweit sie in der Lage sind, die konjunkturellen Muster des deutschen Arbeitsmarktes zu erklären, erscheint es sinnvoll, Korrelationen nicht nur mit dem Output, sondern auch mit der Beschäftigung zu eva-

Tabelle 9

**Kontemporäre Korrelationen ausgewählter Variablen des *indivisible labor*-Modells mit der Beschäftigung und Autokorrelationen erster Ordnung**

Variable ( $x$ )	$corr(x_t, N_t)$		$corr(x_t, x_{t-1})$	
	Deutschland	<i>indivisible labor</i> -Modell	Deutschland	<i>indivisible labor</i> -Modell
Output	0,73	0,98	0,73	0,70
Privater Konsum	0,60	0,71	0,67	0,83
Investitionen	0,70	1,00	0,67	0,69
Kapital	0,20	0,19	0,98	0,95
Beschäftigung	1	1	0,40	0,68
Reallöhne	0,17	0,71	0,68	0,83
Arbeitsproduktivität	-0,43	0,71	0,11	0,83

Eigene Berechnungen.

luieren. Tabelle 9 bestätigt zunächst, dass zwischen den Reallöhnen und der Beschäftigung im RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit eine viel zu enge kontemporäre Beziehung besteht. Da Reallöhne und Arbeitsproduktivität perfekt miteinander korreliert sind, stimmen die theoretisch errechneten Momente beider Variablen überein. Die Abweichung von der Realität ist hier jedoch noch wesentlich größer, da die Arbeitsproduktivität eine negative Beziehung zur Beschäftigung aufweist.

Zur Vollständigkeit sei noch auf den Erklärungsgehalt der Modellökonomie in Bezug auf die anderen kontemporären Korrelationen mit der Beschäftigung eingegangen. Sowohl Output als auch Investitionen sind fast perfekt mit der Beschäftigung korreliert. In der deutschen Volkswirtschaft sind beide Variablen – gemessen an der Beschäftigung – zwar stark prozyklisch, allerdings ist die absolute Höhe der Korrelationen deutlich geringer. Dasselbe gilt in abgeschwächter Form auch für die Beziehung zwischen Konsum und Beschäftigung, auch wenn beide Werte hier schon dichter zusammenliegen. Die Beziehung zwischen Kapital und Beschäftigung kann vom Standard-RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit hingegen sehr gut erklärt werden.

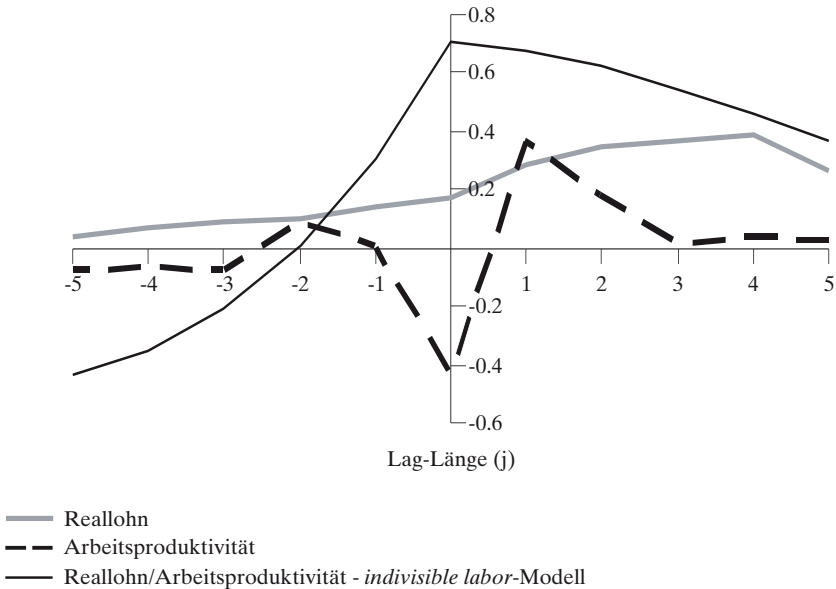
Außer anhand der Korrelationen zwischen den makroökonomischen Variablen wird die Güte von DSGE-Modellen üblicherweise auch anhand der Fähigkeit beurteilt, die Korrelation einer makroökonomischen Variablen mit ihrem verzögerten Wert adäquat zu reproduzieren. Die letzten beiden Spalten von Tabelle 9 beinhalten diese Autokorrelationen erster Ordnung. Zunächst zeigt sich, dass das RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit in der Lage ist, die Autokorrelationen in Bezug auf die Variablen Output, Konsum, Investitionen und Kapital befriedigend zu reproduzieren.

In Bezug auf die Arbeitsmarktvariablen Beschäftigung, Reallöhne und Arbeitsproduktivität ergibt sich ein differenziertes Bild. Die vom Modell erzeug-



Schaubild 10

### Korrelation zwischen Reallohn sowie Arbeitsproduktivität und Output im *indivisible labor*-Modell



Quelle: Eigene Berechnungen.

te Autokorrelation der Beschäftigung ist im Vergleich zum verwendeten Datensatz zu hoch. Vergleichbares gilt für die Reallohne; hier übersteigt die relativ hohe Autokorrelation der simulierten Zeitreihe ebenfalls die im Datensatz. Dies gilt erst recht für die Autokorrelation der Arbeitsproduktivität, welche in der Realität sehr gering ist. Da sich die Autokorrelationen erster Ordnung von Reallohnen und Arbeitsproduktivität in der Realität stark unterscheiden, kann naturgemäß kein Modell, in dem Reallohne und Arbeitsproduktivität perfekt miteinander korreliert sind, beide Momente gleichzeitig reproduzieren.

Schaubild 10 visualisiert die realen und modelltheoretisch erzeugten Muster der Korrelationen zwischen Reallohnen bzw. Arbeitsproduktivität und Output. Da die Werte der Modellökonomie in beiden Fällen identisch sind, wird nur bei den Werten des Datensatzes zwischen den Variablen Arbeitsproduktivität und Beschäftigung unterschieden.

Wie erwähnt, ist die kontemporäre Korrelation zwischen Reallohn und Output im RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit sehr hoch. Allerdings nimmt die Stärke der Korrelationen zwischen beiden Variablen stark ab, je länger

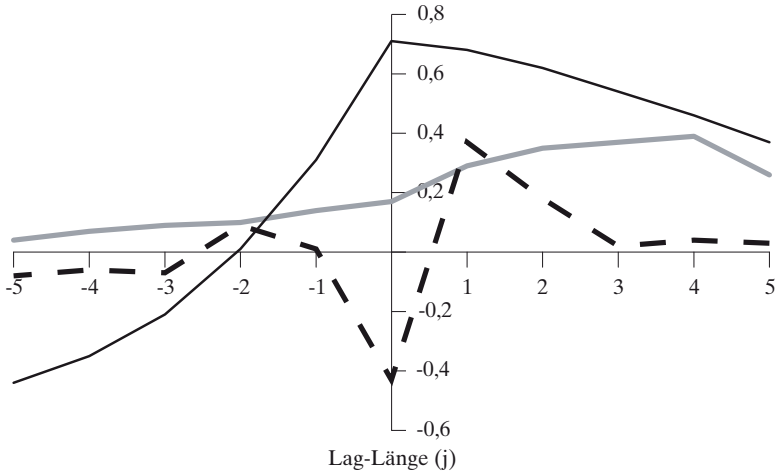
eine der beiden Variablen verzögert wird. Betrachtet man beispielsweise die Reaktion der Reallöhne infolge eines Konjunkturbooms, welcher fünf Quartale zuvor stattgefunden hat, ist in der Modellökonomie nur noch eine schwache Reaktion der Reallöhne zu beobachten. Im umgekehrten Fall, d.h. in Bezug auf die Reaktion des Outputs nach einer Lohnveränderung, ist bei größeren Lag-Längen sogar eine negative Korrelation festzustellen. Insgesamt weist das RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit also viel zu starke Korrelationen zwischen Reallöhnen und Output auf, wenn eine der beiden Variablen nicht oder nur leicht verzögert wird. Andererseits nimmt die Intensität der Beziehung zwischen beiden Variablen mit zunehmender positiver oder negativer Lag-Länge zu stark ab. Beides zusammen führt dazu, dass reale und simulierte Momente zufällig fast gleich sind, wenn die Lag-Länge ca. vier oder zwischen minus zwei und minus drei beträgt. Positiv ist anzumerken, dass in der Modellökonomie wie im Datensatz die Reaktion der Löhne nach einem wirtschaftlichen Aufschwung zumindest etwas stärker ausfällt als im umgekehrten Fall.

Das grundsätzliche zeitliche Muster der Korrelationen zwischen Arbeitsproduktivität und Output des *indivisible labor*-Modells entspricht für positive Lags in etwa demjenigen des Datensatzes. Allerdings sind die theoretisch errechneten Momente alle deutlich größer als die in der Realität. Wie erwähnt, weist der Datensatz eine sehr niedrige kontemporäre Korrelation zwischen Arbeitsproduktivität und Output auf. Da das *indivisible labor*-Modell eine starke kontemporäre Beziehung zwischen Arbeitsproduktivität und Output besitzt, ist in Bezug auf dieses Moment eine enorme Diskrepanz zwischen Modellwelt und Realität zu beobachten. Den relativ geringen Anstieg der Arbeitsproduktivität kurz vor einem wirtschaftlichen Aufschwung kann die Modellökonomie ebenfalls nicht erklären. Bei größeren negativen Lag-Längen sind die Korrelationen zwischen Arbeitsproduktivität und Output des *indivisible labor*-Modells im Vergleich zum Datensatz zu gering bzw. zu stark negativ.

Wie Schaubild 11 offenbart, hat das RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit bei der Erklärung der Korrelationen zwischen Reallöhnen und Beschäftigung grundsätzlich die gleichen Probleme wie bei der Erklärung der Beziehung zwischen Reallöhnen und Output. Die Korrelationen zwischen kontemporären oder nur leicht zeit versetzten Variablen sind wesentlich höher als die im Datensatz. Im Gegensatz zu den Korrelationen zwischen Reallöhnen und Output ist die Beziehung zwischen Arbeitsproduktivität und Output in der Modellökonomie auch dann noch zu ausgeprägt, wenn die Reaktion der Reallöhne fünf Perioden nach Veränderungen der Beschäftigung betrachtet wird. Im umgekehrten Fall, d.h. mit zunehmender negativer Lag-Länge, nimmt die Stärke der simulierten Momente zu stark ab. Betrachtet man eine Lag-Länge zwischen  $-1$  und  $-2$ , stimmen die realen und theoretisch errechneten Korrelationen (zufällig) überein.

Schaubild 11

**Korrelation zwischen Reallohn sowie Arbeitsproduktivität und Beschäftigung im *indivisible labor*-Modell**



- Reallohn
- - - Arbeitsproduktivität
- Reallohn/Arbeitsproduktivität - *indivisible labor*-Modell

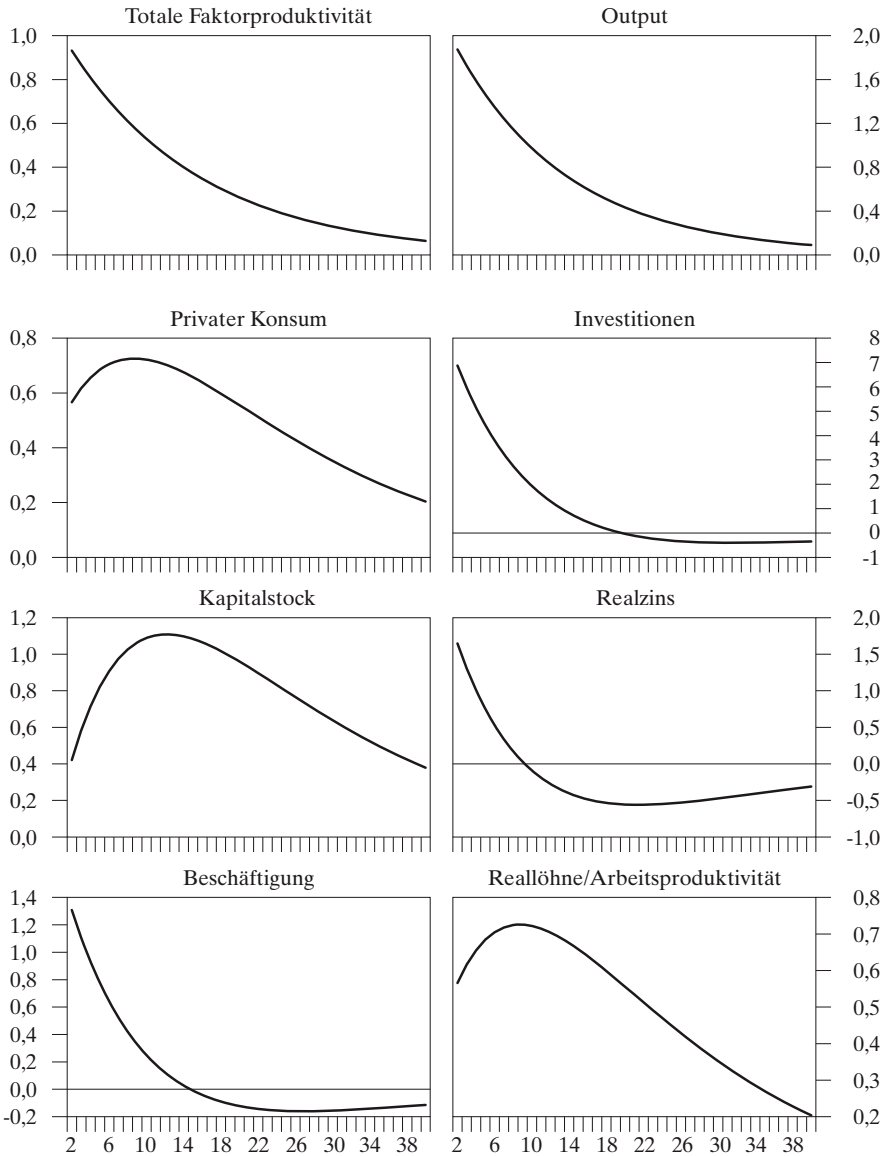
Quelle: Eigene Berechnungen.

Mindestens genauso große Probleme treten bei der Erklärung der Korrelationen zwischen Arbeitsproduktivität und Beschäftigung auf. Wie bereits teilweise erwähnt, verläuft die Arbeitsproduktivität in der Realität relativ stark antizyklisch und beide Variablen sind überhaupt nicht signifikant korreliert, wenn man größere Lag-Längen untersucht. Außerdem zeigen die Daten eine immerhin schwach-prozyklische Beziehung zwischen beiden Variablen, sofern die Reaktion der Arbeitsproduktivität eine Periode nach einer Veränderung der Beschäftigung betrachtet wird. Die Modellökonomie impliziert hingegen eine relativ stark prozyklische Arbeitsproduktivität, so dass die inkonsistente Beziehung zwischen Arbeitsproduktivität und Beschäftigung in Deutschland in keiner Weise erklärt werden kann.

Die Reaktionen der einzelnen Modellvariablen nach einem Technologieschock lassen sich anschaulich anhand von IRF verdeutlichen. Schaubild 12 zeigt die Reaktion der Modellvariablen nach einem einmaligem Anstieg der totalen Faktorproduktivität um 1%. Beispielsweise steigt der Output nach diesem Technologieschock um etwa 2%. Die stärkste Reaktion zeigen erwartungsgemäß die Investitionen mit einem Anstieg von über 7%. In Bezug auf die im Rahmen dieser Untersuchung besonders interessierenden Variablen

Schaubild 12

**Impuls-Antwort-Funktionen nach einem einmaligen Anstieg der totalen Faktorproduktivität um 1% im *indivisible labor*-Modell**



Quelle: Eigene Berechnungen.

Beschäftigung, Reallohn und Arbeitsproduktivität erzeugt ein positiver Technologieschock einen Anstieg der Beschäftigung um 1,5%; die Reaktion der Reallöhne und der Arbeitsproduktivität fällt mit knapp 0,75% nur halb so groß aus.

Hinsichtlich der Persistenz der Reaktion ist bei den Variablen Output, Investitionen, Realzins und Beschäftigung eine unverzögerte Reaktion, aber auch eine relativ schnelle Rückkehr in Richtung ihres *steady state*-Wertes zu beobachten. Bei Konsum, Kapital, Reallohn und Arbeitsproduktivität erfolgt die stärkste Reaktion erst verzögert. Außerdem sind die Abweichungen persistenter als bei den erstgenannten Variablen.

### 3. Ein RBC-Modell mit Effizienzlohnsetzung und Reallohnkürzungen als Sanktionierungsinstrument

#### 3.1 Effizienzlöhne als wichtiger theoretischer Baustein

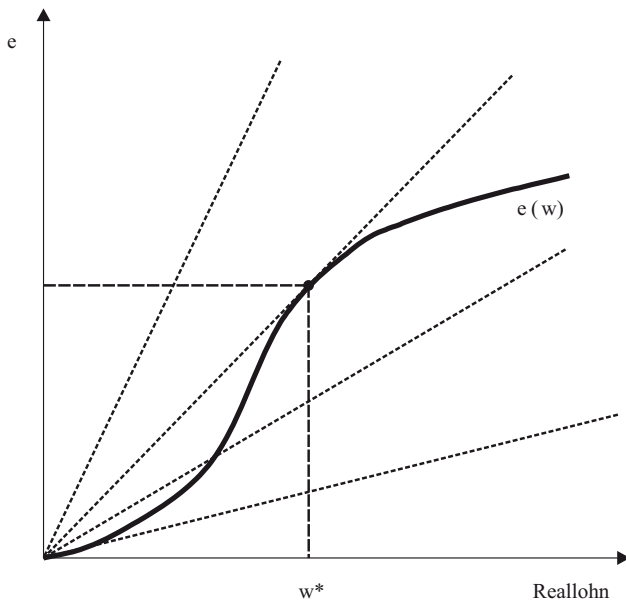
Allgemein ausgedrückt spricht man von Effizienzlöhnen, wenn ein Anstieg des Reallohns ( $w$ ) zu einer Steigerung der Arbeitsanstrengung ( $e$ ) führt. Für eine Firma bedeuten höhere Löhne in diesem Fall folglich nicht nur höhere Kosten, sondern auch höhere Erträge. Aus dem Gewinnmaximierungskalkül einer repräsentativen Firma lässt sich herleiten, dass die Firmen im Gleichgewicht den Reallohn so wählen, dass die durchschnittlichen Kosten für eine effektive Einheit Arbeitsanstrengung minimiert werden. Analytisch ausgedrückt wird eine Firma den Reallohn solange erhöhen, bis die Lohnelastizität der effektiven Arbeitsanstrengung genau eins beträgt<sup>32</sup>. Nur in diesem Fall ist gewährleistet, dass eine marginale Erhöhung des Lohnsatzes keine Auswirkung auf die Kosten pro effektive Einheit Arbeitsanstrengung hat. Diese universelle Optimalitätsbedingung wurde bereits in einer frühen Publikation von Robert Solow hergeleitet (Solow 1979). Schaubild 13 stellt diese Zusammenhänge grafisch dar.

Die Funktion  $e(w)$  beschreibt die Arbeitsanstrengung eines einzelnen Mitarbeiters in Abhängigkeit des Reallohns. Die Funktion verläuft konvex nahe dem Ursprung und wird mit zunehmender Höhe des Reallohns konkav. Bewegt man sich auf einer der Geraden vom Ursprung weg, bleibt das Verhältnis aus Reallohn und Arbeitsanstrengung konstant. Je steiler die Gerade verläuft, desto größer ist dieses Verhältnis, d.h. desto günstiger ist dies für die Firma. Eine repräsentative Firma wird daher im Gleichgewicht den Effizienzlohn stets so hoch setzen, dass die steilste erreichbare Gerade tangiert wird. Durch den speziellen Verlauf der Funktion  $e(w)$  ist gewährleistet, dass sich gemäß der Solow-Bedingung ein eindeutiger gleichgewichtiger Reallohn bestimmen

<sup>32</sup> D.h. wenn die Gleichung  $e'(w)w / e(w) = 1$  erfüllt ist.

Schaubild 13

**Darstellung des Effizienzlohns ( $w^*$ )**



Quelle: Romer 2001: 416.

lässt, der zu einer eindeutigen, positiven Arbeitsanstrengung führt (Katz 1986: 238–239; Romer 2001: 412–415).

Ein wie in Schaubild 13 dargestellter Verlauf der Funktion  $e(w)$  lässt sich durch verschiedene Annahmen rechtfertigen. Im Folgenden soll aber nur der Ansatz eines Shirking-Modells weiterverfolgt werden<sup>33</sup>. Gemäß diesem Ansatz können die Firmen den Arbeitseinsatz ihrer Mitarbeiter nicht perfekt bzw. nicht kostenlos beobachten. Sofern der vereinbarte Lohnsatz dafür sorgt, dass sich bei vollständiger Erbringung des vertraglich vereinbarten Arbeitseinsatzes der Grenznutzen und das Grenzleid der Arbeit genau ausgleichen, können einzelne Arbeitnehmer ihren erwarteten Nutzen erhöhen, in dem sie sich weniger produktiv verhalten als im Arbeitsvertrag vereinbart. Somit besteht bei unvollständig überwachbarem Arbeitseinsatz ein grundsätzlicher Anreiz, sich vor der Arbeit „zu drücken“ (*shirking*). Weiterhin wird angenommen, dass die Firmen aufgrund von gesetzlichen Regelungen und/oder sozialer Normen „erwischte Drückeberger“ nur auf bestimmte Art für ihre Verhal-

<sup>33</sup> Für weitere Konzepte, die einen positiven Zusammenhang zwischen Reallohn und Arbeitsanstrengung erklären, vgl. z.B. Katz (1986: 246–251); Romer (2001: 432); Weiss (1990: 4–5). Für eine ausführlichere Darstellung dieser Ansätze vgl. ebenfalls Weiss (1990).

ten bestrafen können. Traditionell wird angenommen, dass solche Arbeitnehmer von den Firmen unverzüglich entlassen werden. Bei Vollbeschäftigung auf dem Arbeitsmarkt stellt eine Kündigung durch den Arbeitgeber für den Arbeitnehmer aber keine wirkliche Bedrohung dar. Vielmehr kann er erwarten, nach einer Entlassung unmittelbar einen neuen Job bei gleicher Bezahlung zu finden (Katz 1986: 240; Shapiro, Stiglitz 1984: 433; Weiss 1990: 70).

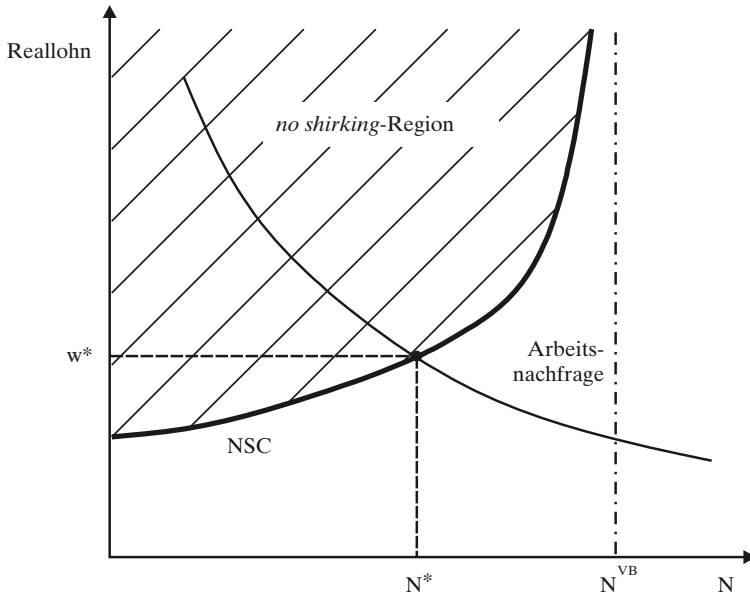
Dies gilt aber nur dann, wenn alle Arbeitnehmer identisch sind. Diese Annahme ist nötig, damit entlassene Arbeitnehmer nicht stigmatisiert sind, d.h. sie werden von anderen Firmen nicht als „notorische Drückeberger“ angesehen. Zwar wissen die Firmen, warum arbeitslose Individuen entlassen wurden. Im Falle eines *shirkers* schließen sie hieraus aber lediglich, dass die vorherige Firma einen zu geringen Lohn gezahlt hat und nicht, dass die jeweilige Person grundsätzlich „fauler“ ist als andere. Durch diesen Rahmen ist gewährleistet, dass das resultierende Gleichgewicht ausschließlich durch Principal-Agenten-Effekte bzw. Anreizprobleme und nicht durch Probleme der adversen Selektion bestimmt wird (Katz 1986: 240; Shapiro, Stiglitz 1984: 434; Weiss 1990: 2, 78).

Aus diesen Überlegungen lässt sich ableiten, dass es sich für die einzelnen Firmen lohnt, einen Reallohn zu zahlen, der über dem allgemeinen Lohnniveau liegt. Denn in diesem Fall werden erwischte und entlassene Arbeitnehmer bei den anderen Firmen der Modellökonomie nur zu einem geringeren Lohnsatz eingestellt und somit bestraft. Gelingt es einer Firma in ausreichendem Maß, ihren Lohnsatz über das allgemeine Lohnniveau zu heben, entfällt in diesem Betrieb letztendlich der Anreiz, sich vor der Arbeit „zu drücken“. Diese erfolgreiche Strategie wird allerdings von allen anderen Firmen ebenfalls verfolgt. Somit können langfristig keine Differenzen in der Entlohnung zwischen identischen Firmen bestehen, und der Anreiz, sich aufgrund von drohenden Reallohneinbußen nicht vor der Arbeit „zu drücken“, entfällt wieder. Wenn alle Firmen ihren Lohn erhöht haben, entsteht aber ein anderer Effekt: Durch die Erhöhung des allgemeinen Lohnniveaus sinkt die nachgefragte Arbeitsmenge und es entsteht Arbeitslosigkeit. Bei positiver Arbeitslosigkeit werden die Individuen nach einer Entlassung nicht sofort einen neuen Job bekommen, so dass auch im Falle eines einheitlichen Lohnniveaus erwischte „Drückeberger“ durch eine Entlassung bestraft werden (Katz 1986: 240-241; Romer 2001: 417–418; Shapiro, Stiglitz 1984: 433).

Die Arbeitnehmer erbringen die vertraglich vereinbarte Arbeitsleistung bei einem sehr hohen Lohnniveau somit aus mehreren Gründen. Zum einen sind sie durch die hohen Löhne selbst – insbesondere wegen des großen Unterschieds zu alternativen Einkommensquellen – motiviert. Zum anderen führt die geringe Beschäftigung dazu, dass die Individuen im Falle einer Entlassung erwarten, eine relativ lange Periode ohne Arbeit zu sein. Bei einem sehr geringen

Schaubild 14

**Gleichgewicht auf einem Effizienzlohnarbeitsmarkt**



Quelle: Shapiro, Stiglitz (1984: 438–439) und eigene Darstellung.

gen Lohnniveau gilt genau das Gegenteil: Die Arbeitnehmer sind wegen der geringen Entlohnung nicht motiviert. Wegen der hohen Arbeitsnachfrage und der geringen Arbeitslosigkeit erwarten sie im Falle einer Entlassung außerdem, direkt einen neuen Job zu bekommen. Die Firmen wollen natürlich keine höheren Löhne zahlen als unbedingt nötig. Dadurch stellt sich im Gleichgewicht ein Lohnsatz ein, der gerade so hoch ist, dass die Arbeitnehmer sich nicht mehr vor der Arbeit „drücken“. Die Funktion, welche die Höhe des Reallohns beschreibt, bei der die Arbeitnehmer sich gerade nicht mehr „drücken“, hängt somit positiv von der Beschäftigung ab. Sie wird in der Literatur auch als *no-shirking* (NSC) bezeichnet<sup>34</sup>.

Mit Hilfe der aggregierten Arbeitsnachfrage und der NSC lässt sich das Gleichgewicht am Arbeitsmarkt herleiten (Schaubild 14). Die Firmen stellen wie im Standardmodell des Arbeitsmarktes so lange Beschäftigte ein, bis das Grenzprodukt der Arbeit dem Reallohn entspricht. In diesem Zusammen-

<sup>34</sup> Vgl. Katz (1986: 242); Shapiro, Stiglitz (1984: 433, 437). Für eine Textbuchversion der Herleitung vgl. Romer (2001: 422–426). Im Rahmen des verwendeten DSGE-Modelles wird diese Bedingung durch die Anreizkompatibilitätsbedingung (Abschnitt 2.3.2.1) konkretisiert.



hang ist es wichtig anzumerken, dass die im Gleichgewicht vorhandene Arbeitslosigkeit aus Sicht des einzelnen Arbeitslosen unfreiwillig ist. Arbeitslose würden für einen geringeren Lohnsatz als  $w^*$  arbeiten, können den Firmen aber nicht glaubhaft versichern, dass sie sich in diesem Fall nicht vor der Arbeit „drücken“ würden. Außerdem ist ersichtlich, dass bei Vollbeschäftigung ( $N^{VB}$ ) kein Lohnsatz die NSC erfüllt (Katz 1986: 239; Romer 2001: 427–428; Shapiro, Stiglitz 1984: 436–438.).

Somit wird deutlich, dass die Effizienzlohntheorie traditionell vor allem einen Erklärungsansatz für gleichgewichtige, aus Sicht eines Arbeitslosen unfreiwillige Hochlohnarbeitslosigkeit darstellt. Hierbei unterscheiden sich die Ursachen der Arbeitslosigkeit beispielsweise von denen der Sucharbeitslosigkeit. Zum einen tritt Arbeitslosigkeit gemäß der Effizienzlohntheorie auch dann auf, wenn alle Arbeitnehmer und Firmen identisch sind. Zum anderen können alle Marktteilnehmer perfekt hinsichtlich möglicher freier Stellen informiert sein. Das Problem besteht also nicht darin, dass Ressourcen aufgewendet werden müssen, um eine passende Stelle zu finden. Vielmehr besteht ausschließlich das Problem, dass die Firmen den Arbeitseinsatz ihrer Mitarbeiter nicht perfekt beobachten können bzw. hierfür enorme Ressourcen aufwenden müssten (Shapiro, Stiglitz 1984: 439). Die Effizienzlohntheorie ist daher in der Lage die – aus Sicht des einzelnen unfreiwillige – Arbeitslosigkeit zu erklären und zwar auch dann, wenn alle Marktteilnehmer rational handeln und ohne dass zusätzliche Friktionen oder Rigiditäten am Arbeitsmarkt, z.B. starre Löhne, Gewerkschaftsmacht, angenommen werden müssen (Carmichael 1985: 1213).

Aus diesen Überlegungen lassen sich relativ leicht Schlussfolgerungen ableiten, unter welchen Umständen die durch Effizienzlohnsetzung verursachte gleichgewichtige Arbeitslosigkeit bzw. die *natural rate of unemployment* eher hoch bzw. gering ist. Eine hohe Arbeitslosigkeit ist im Durchschnitt immer dann zu erwarten, wenn

- das Alternativeinkommen im Falle der Arbeitslosigkeit (also insbesondere die Arbeitslosenunterstützung) relativ hoch ist;
- die Mitarbeiter ihre Arbeitsanstrengung so verringern können, dass sie dadurch einen spürbaren Nutzenzuwachs erzielen<sup>35</sup>;
- die Arbeitsmärkte sehr flexibel sind, d.h. hohe Stromgrößen in und aus der Beschäftigung heraus vorliegen;
- der Arbeitseinsatz der Mitarbeiter nur sehr schwierig bzw. zu sehr hohen Kosten zu überwachen ist;

<sup>35</sup> Im Rahmen eines DSGE-Modells bedeutet dies üblicherweise, dass durch „Drückebergerei“ die vom Zeitbudget verbleibende Freizeit erhöht werden kann und hierdurch Nutzengewinne realisiert werden können.

- die Arbeitnehmer eine hohe Gegenwartspräferenz besitzen;
- „Drückebergerei“ für die Firmen schwerwiegende Folgen hat (z.B. eine Abschreibung des Kapitalstocks) (Katz 1986: 241–242; Romer 2001: 426, 428; Shapiro, Stiglitz 1984: 434, 437ff.).

Wie bei den meisten Erklärungsansätzen für strukturelle Hochlohnarbeitslosigkeit hat eine generösere Arbeitslosenunterstützung also negative Wirkungen auf die Beschäftigung, allerdings aus anderen Gründen: Während in den meisten anderen Theorien ein höheres Alternativeinkommen die Anreize für die einzelnen Arbeitnehmer senkt, Arbeit zu suchen bzw. eine vorhandene Stelle anzunehmen, senkt ein höheres Alternativeinkommen hier die Bestrafung für erwischte „Drückeberger“. Somit müssen die Firmen im Gleichgewicht einen höheren Effizienzlohn zahlen, und die deshalb sinkende Arbeitsnachfrage führt zu höherer Arbeitslosigkeit (Shapiro, Stiglitz 1984: 434, 439).

Diese Überlegungen zeigen weiterhin, dass das Gleichgewicht in einer Effizienzlohnökonomie im Allgemeinen nicht effizient ist, da zu wenig Beschäftigung und zu wenig Output generiert werden. Dies liegt daran, dass die einzelnen Firmen bei ihrer Einstellungsentscheidung nur den Lohnsatz, also nur ihre individuellen Kosten berücksichtigen. Die sozialen Kosten werden allerdings durch die Höhe der Arbeitsanstrengung determiniert und sind annahmegemäß geringer, was eine aus gesamtwirtschaftlicher Sicht zu geringe Beschäftigung zur Folge hat. Allerdings muss auch ein gegenläufiger Effekt berücksichtigt werden: Stellt eine Firma einen zusätzlichen Arbeitnehmer ein, so verursacht sie einen negativen externen Effekt, da die Arbeitslosenquote sinkt und der Gegenwartswert des erwarteten Nutzens der Arbeitnehmer im Falle einer Entlassung steigt. Die anderen Firmen müssen daher einen höheren Effizienzlohn zahlen, um die NSC zu erfüllen, so dass jede Firma im Falle einer Einstellung in der Lage ist, einen Teil ihrer privaten Kosten zu externalisieren. Unter den bisher betrachteten Annahmen dominiert aber erstgenannter Effekt, so dass die gleichgewichtige Beschäftigung in jedem Falle zu gering und deshalb ineffizient ist (Shapiro, Stiglitz 1984: 440–441).

Außerdem ist das gemäß obiger Annahmen entstehende Gleichgewicht durch die bei der Überwachung der Arbeitnehmer entstehenden Kosten im Allgemeinen nicht pareto-optimal. Daher lassen sich Eingriffe des Staates in den Arbeitsmarkt herleiten, die zu mehr Effizienz führen und beide Parteien (Firmen und Arbeitnehmer) besserstellen. In einer Effizienzlohnökonomie ist die Maximierung des Outputs abzüglich der Gesamtkosten insbesondere dann nicht pareto-optimal, wenn die Arbeitnehmer nicht oder nur zu geringen Teilen am Kapitalvermögen der Volkswirtschaft beteiligt sind. Unter diesen Umständen können staatliche Lohnzuschüsse, die Einführung einer Arbeitslosenversicherung und die Einführung einer geringen Steuer auf Neueinstellungen für beide Parteien vorteilhaft sein und die Beschäftigung sowie die Wohl-

fahrt erhöhen. Staatliche Lohnzuschüsse lassen sich beispielsweise durch eine Besteuerung der Unternehmensgewinne finanzieren. Hierdurch verschiebt sich die Arbeitsnachfragekurve nach außen und Löhne und Beschäftigung steigen. Da der Wert des zusätzlich erzeugten Outputs die zusätzlichen Produktionskosten übersteigt, wird die Effizienz einer Volkswirtschaft durch diese Maßnahme erhöht. Allerdings sinken die Unternehmensgewinne, so dass diese Maßnahme nicht jeden besser stellt. Vielmehr hängt die Pareto-Optimalität eines Gleichgewichts von der Verteilung des (Kapital-)Vermögens in der Volkswirtschaft bzw. von der Art der Finanzierung der Lohnzuschüsse ab. Allokationseffizienz und Verteilungsfragen können in einer Effizienzlohnökonomie also nicht unabhängig voneinander betrachtet werden (Romer 2001: 430; Shapiro, Stiglitz 1984: 434, 440). In den im weiteren Verlauf dieser Arbeit evaluierten DSGE-Modellen wird angenommen, dass die repräsentativen Familien im Besitz des gesamten Kapitalstocks sind. Somit braucht im Folgenden nicht zwischen Allokationseffizienz und Pareto-Optimalität unterschieden werden.

Neben den geschilderten Implikationen für das langfristige gesamtwirtschaftliche Gleichgewicht lassen sich auch Rückschlüsse auf das veränderte konjunkturelle Verhalten einer „Effizienzlohnökonomie“ ableiten. Im Falle eines negativen externen Schocks sinkt die aggregierte Arbeitsnachfrage, so dass letztendlich Reallohn und Beschäftigung sinken müssen. Die doppelte Rolle des Lohns als Anreiz- und Allokationsinstrument sorgt aber dafür, dass die (erwartete) niedrigere Beschäftigung zwei gegensätzliche Auswirkungen haben kann. Einerseits sorgt die wegen des negativen Schocks erwartete niedrigere Beschäftigung dafür, dass die Wahrscheinlichkeit steigt, auch bei Vertragserfüllung entlassen zu werden. Hierdurch steigt der Anreiz, sich vor der Arbeit „zu drücken“, und die NSC verschiebt sich nach oben. Dieser Effekt führt dazu, dass externe Schocks verstärkt werden und starke konjunkturelle Schwankungen (insbesondere der Beschäftigung) auslösen können. Andererseits sorgt die höhere (erwartete) Arbeitslosenquote dafür, dass sich die Bestrafung im Falle der Entlassung erhöht und der Effizienzlohn sinken kann. Welcher Effekt überwiegt, hängt von der genauen Ausgestaltung des Modells ab. Sofern die Beschäftigungseffekte eines Schocks aber noch nicht voll wirksam wurden, verändern sich die Reallöhne in einer Effizienzlohnökonomie c.p. also langsamer als in einem Modell mit einem walrasianischen Arbeitsmarkt und können zunächst sogar eine gegenteilige Reaktion aufweisen. Mit Hilfe der Effizienzlohntheorie lässt sich also erklären, warum konjunkturelle Veränderungen der Arbeitsnachfrage zunächst fast nur Wirkungen auf die Beschäftigung, aber keine bzw. antizyklische Wirkungen auf die Reallöhne haben und eine prozyklische Reaktion der Reallöhne erst mit einer gewissen Zeitverzögerung einsetzt<sup>36</sup>. Trotzdem ist die herrschende Arbeitslosigkeit in

<sup>36</sup> Vgl. Katz (1986: 239); Romer (2001: 419–421, 429); Shapiro, Stiglitz (1984: 434, 439); Weiss (1990: 83–84). Betrachtet man die in Schaubild 12 dargestellte Version isoliert, verändert sich der

einem „normalen“ *shirking*-Modell eine Schlüsselgröße für die Schwere der Sanktionierung. Denn die Bestrafung ist bei niedriger Arbeitslosigkeit wesentlich geringer, und es stellt sich daher ein wesentlich höherer Effizienzlohn ein als in konjunkturell schwachen Zeiten. Somit sollten die Reallöhne auch in diesem Modellrahmen einen wenn auch schwächeren und u.U. zeitverzögerten prozyklischen Verlauf aufweisen<sup>37</sup>.

Betrachtet man die Effizienzlohntheorie kritisch, stellt sich zunächst die Frage, ob die Zahlung eines hohen Lohnsatzes und die gleichzeitige (Androhung) der sofortigen Entlassung bei Verletzung des Arbeitsvertrages für eine Firma wirklich die einzig mögliche bzw. effizienteste Variante darstellt, die Mitarbeiter zu motivieren. Alternativ wäre es möglich, dass die Mitarbeiter bei ihrer Einstellung ein Wertpapier von den Firmen kaufen müssen, welches nach der Erbringung der vereinbarten Arbeitsanstrengung von den Firmen zurückgekauft wird. Außerdem könnten die Firmen von den Mitarbeitern eine Einstellungsgebühr verlangen. Die Furcht, das Wertpapier nicht wieder verkaufen zu können oder – im Falle einer Entlassung und Wiedereinstellung – eine weitere Gebühr bezahlen zu müssen, steigert gerade bei risikoscheuen Individuen die Anreize, vertragsgemäß zu arbeiten.

Das Konzept solcher *Performance-Bonds* beinhaltet aber zwei Probleme: Zum einen müssen alle Arbeitnehmer bei Einstellung über genügend Vermögen verfügen, um ein solches Wertpapier zu kaufen, zumindest dann, wenn kein vollständiger Kapitalmarkt zur Verfügung steht, so dass insgesamt hohe soziale Kosten entstehen. Das resultierende Gleichgewicht ist daher nicht mehr durch unfreiwillige Arbeitslosigkeit gekennzeichnet. Dafür werden aber verstärkt Arbeitsverträge geschlossen, die über eine lange Zeit eine relativ geringe Entlohnung, aber auch eine geringe Arbeitsanstrengung vorschreiben. Das Problem unfreiwilliger Arbeitslosigkeit wird somit einfach in Arbeitsverhältnisse mit geringer Entlohnung umetikettiert. Durch die gesunkene durchschnittliche Produktivität der Arbeitnehmer entsteht in diesem Fall keine Wohlfahrtssteigerung. Zum anderen besteht für die Firmen ein Anreiz, nach Ablauf des Vertrages zu behaupten, der jeweilige Arbeitnehmer hätte sich vor der Arbeit „gedrückt“. Dieser Punkt wird auch bei anderen Ansätzen relevant, sofern diese vorsehen, dass vertragsgemäß arbeitende Mitarbeiter mit der Zeit durch steigende Reallöhne belohnt werden. Andererseits verliert er an Bedeutung, wenn man annimmt, dass die Firmen ein Interesse haben, sich

Reallohn bei Arbeitsnachfrageschocks überhaupt nicht. Somit ist bereits an dieser Stelle das Potenzial der Effizienzlohntheorie, große Schwankungen der Beschäftigung bei nur geringen Reallohnschwankungen zu erklären, erkennbar (Romer 2001: 415).

<sup>37</sup> Unter bestimmten Annahmen kann es aber auch sein, dass andere Kosten die Effekte drohender langer Arbeitslosigkeit im Falle einer Entlassung kompensieren. Erwarten die Arbeitnehmer beispielsweise sehr hohe Suchkosten, Umzugskosten oder den Verlust von betriebsspezifischem Humankapital, so fällt der drohenden Arbeitslosigkeit bei der Disziplinierung der Arbeitnehmer nur eine Nebenrolle zu (Shapiro, Stiglitz 1984: 442).

einen Ruf als seriöser Arbeitgeber aufzubauen bzw. diesen nicht zu verlieren. Im Allgemeinen wird aber davon ausgegangen, dass die Firmen nur eine beschränkte Möglichkeit haben, die Arbeitnehmer durch die genannten Alternativen zu disziplinieren. Somit stehen sie letztendlich vor der Wahl, entweder noch mehr Ressourcen für die Überwachung ihrer Mitarbeiter aufzuwenden oder den oben geschilderten Standardmechanismus zu nutzen, um die Arbeitnehmer in ausreichendem Maß zu disziplinieren<sup>38</sup>.

In den in dieser Arbeit evaluierten Effizienzlohnmodellen werden die Probleme eines alternativen Sanktionsmechanismus durch bestimmte Annahmen kompensiert. Erstens wird angenommen, dass die Firmen auch „erwischte Drückeberger“ die volle Periode beschäftigen müssen, d.h. die Arbeitnehmer genießen für die Dauer der einperiodigen Vertragslaufzeit einen unbeschränkten Kündigungsschutz. Daher entfällt eine drohende unmittelbare Entlassung als Bestrafungsmechanismus<sup>39</sup>. Zweitens wird angenommen, dass die Firmen „erwischten Drückebergern“ nur einen Teil ihres Lohns auszahlen müssen, d.h. jeder Arbeitnehmer muss abwägen, ob die durch „Drückebergerei“ gewonnene Freizeit den erwarteten Lohnverlust in der jeweiligen Periode kompensiert. Drittens wird angenommen, dass Firmen Individuen niemals zu unrecht bestrafen können, d.h. normal arbeitende Individuen können sich tatsächlich darauf verlassen, den gesamten vereinbarten Lohn zu erhalten. Insgesamt scheinen diese Annahmen insbesondere für entwickelte und somit häufig auch hoch regulierte Arbeitsmärkte passend. Insbesondere sind kurzfristige Kündigungen in Kontinentaleuropa gesetzlich limitiert bzw. mit hohen Kosten für die betroffenen Firmen verbunden<sup>40</sup>. Innerhalb dieses Modellrahmens sind die Kosten des „Erwischtwerdens“ nicht unmittelbar von der Höhe der Arbeitslosigkeit abhängig – „Drückeberger“ werden auch dann bestraft,

<sup>38</sup> Vgl. Carmichael (1985); Katz (1986: 243–246); Romer (2001: 431–432); Shapiro, Stiglitz (1984: 442); Weiss (1990: 6–8, 70). Für eine weiterführende Diskussion vgl. Shapiro, Stiglitz (1985); Akerlof, Katz (1989). Als weiterer bedeutender Schwachpunkt der Effizienzlohntheorie wird häufig vorgebracht, dass diese impliziert, dass dauerhaftes Wachstum – also eine permanente Verschiebung der Arbeitsnachfragekurve nach außen – in Zusammenhang mit der unveränderten Funktion  $e(w)$  dafür sorgt, dass die Arbeitslosenquote gegen Null tendiert (Romer 2001: 416–417). Die im Rahmen dieser Arbeit verwendeten DSGE-Modelle weisen diese Schwäche aber nicht auf. Vielmehr lassen sich die Modelle auch bei einer positiven Wachstumsrate so kalibrieren, dass die Beschäftigtenquote im *steady state* kleiner als 100% ist (Alexopoulos 2003: 736–744; Romer 2001: 429–430). Vgl. hierzu auch die Kalibrierung der Effizienzlohnmodelle in Abschnitt 3.3 in diesem und 4.2 im dritten Kapitel.

<sup>39</sup> Trotzdem ist die Höhe der Beschäftigtenquote nicht völlig ohne Bedeutung für Gleichgewicht und Dynamik der analysierten Effizienzlohnmodelle. Indem die Höhe der Arbeitslosenversicherung durch die Beschäftigten finanziert wird, ist das Alternativeinkommen für Arbeitslose und „erwischte Drückeberger“ bei hoher Beschäftigung höher als im Falle geringer Beschäftigung.

<sup>40</sup> Vgl. OECD (1999b: 50–68). Eine Analyse der institutionellen Verfassung des deutschen Arbeitsmarktes findet man z.B. bei Kösters, Belke (1996), Lindbeck (1996) oder Siebert (1997). Entlassungen können allerdings auch unter diesen Umständen aus Sicht der Firmen eine optimale Reaktion darstellen (Weiss 1990: 11–12).

## Übersicht 1

**Ausgewählte theoretische Erweiterungen des RBC-Grundmodells**

Autor(en)	Art der Erweiterung	Lösung des	
		<i>employment variability puzzle</i>	<i>productivity puzzle</i>
Danthine, Donaldson (1990)	Effizienzlohnsetzung	ja	–
Benhabib et al. (1991)	Zweiter Arbeitsmarkt	teilweise	–
Merz (1995)	Sucharbeitslosigkeit	teilweise	teilweise
Andolfatto (1996)	Sucharbeitslosigkeit	teilweise	–
Gomme (1999)	Effizienzlohnsetzung	teilweise	–
Alexopoulos (2004)	Effizienzlohnsetzung	ja	ja

wenn im Extremfall überhaupt keine Arbeitslosigkeit existiert. Aus diesem Grund sollte die Modellökonomie im Vergleich zu anderen DSGE-Modellen mit Effizienzlohnsetzung (Gomme 1999) besser in der Lage sein, die empirisch beobachtbaren konjunkturellen Bewegungen am Arbeitsmarkt, nämlich relativ starke Schwankungen der Beschäftigung bei gleichzeitig relativ geringen Schwankungen des Reallohns, zu erklären.

Übersicht 1 präsentiert einen knappen Überblick über einige andere in diesem Zusammenhang relevante Studien, in denen das RBC-Grundmodell durch die Integration eines bestimmten (von den repräsentativen Agenten nicht bzw. nur sehr schwer oder langfristig veränderbaren), klar definierten theoretischen Bausteins modifiziert wird. Außerdem wird in allen Studien zumindest implizit geprüft, ob die Berücksichtigung einer bestimmten Theorie einen Beitrag zur Erklärung der konjunkturellen Phänomene *employment variability puzzle* und *productivity puzzle* leistet.

Zunächst wird das große Erklärungspotenzial der Effizienzlohntheorie für die konjunkturellen Phänomene des Arbeitsmarktes deutlich, sofern diese gemäß einem *shirking*-Modell in ein RBC-Modell integriert wird. Bereits zu Beginn der neunziger Jahre konnte in einer Studie das *employment variability puzzle* durch die Integration der Effizienzlohnsetzung für die USA gelöst werden. Hierbei wurde das *shirking*-Konzept allerdings nicht vollständig in das zugrundegelegte DSGE-Modell integriert (Danthine 1990: 1291–1294). Die vollständige Integration brachte zunächst weniger vielversprechende Ergebnisse: In der genannten Untersuchung von Gomme ist die erklärbare relative Volatilität der Beschäftigung nicht ausreichend hoch, und die Reallöhne weisen weiterhin einen stark prozyklischen Verlauf auf (Gomme 1999: 13–16, 19–19). In einer aktuelleren Studie können die genannten konjunkturellen Phänomene des Arbeitsmarktes durch Integration des *shirking*-Ansatzes in ein RBC-Modell schließlich erklärt werden. Konkret ist das evaluierte DSGE-Modell in der Lage, die hohe relative Volatilität der Beschäftigung, die geringe relative Volatilität der Reallöhne, das schwach-prozyklische Verhalten der Reallöhne und die so gut wie nicht vorhandene kontemporäre Bezie-



hung zwischen Reallöhnen und Beschäftigung für die USA zu erklären. Das unterschiedliche konjunkturelle Verhalten dieser Modellökonomie ist mit einem alternativen Sanktionierungsmechanismus zu erklären. In dem neueren auch in dieser Arbeit verfolgtem Ansatz werden „erwischte Drückeberger“ – wie erwähnt – nicht von den Firmen entlassen, sondern müssen auf einen Teil ihres vereinbarten Reallohns verzichten (Alexopoulos 2004: 288–294).

In einem alternativen Ansatz wird versucht, die Diskrepanz zwischen dem RBC-Grundmodell und den *stylized facts* der US-amerikanischen Konjunktur durch die Berücksichtigung eines zweiten, informellen Arbeitsmarktes zu reduzieren. Innerhalb dieses Modellrahmens können zusätzliche Substitutionsanreize bei Produktivitätsunterschieden zwischen beiden Märkten auftreten. Beispielsweise besteht bei einem positiven Technologieschock, welcher ausschließlich die Produktivität im geregelten Arbeitsmarkt erhöht, für die Individuen ein doppelter Anreiz, mehr zu arbeiten. Zum einen werden sie ihr derzeitiges Arbeitsangebot zu Lasten des zukünftigen Arbeitsangebots ausweiten. Zum anderen werden sie ihre Arbeitsstunden am geregelten Arbeitsmarkt zu Lasten der Arbeitsstunden am unregulierten Arbeitsmarkt erhöhen. Anders ausgedrückt besteht nicht nur ein Anreiz zur intertemporalen sondern auch zur intersektoralen Substitution des Arbeitsangebots. Mit Hilfe dieses Konzeptes kann der Erklärungsgehalt des RBC-Grundmodells stark verbessert werden, allerdings können die beschriebenen *puzzles* nicht vollständig gelöst werden. Insbesondere bleibt die relative Volatilität der Beschäftigung in Vergleich zum angestrebten Moment zu gering, während die Variablen Reallöhne und Arbeitsproduktivität weiterhin einen zu stark zyklischen Verlauf aufweisen (Benhabib et al. 1991: 1177–1180).

Der „größte Konkurrent“ der Effizienzlohntheorie zur genauen theoretischen Beschreibung der ökonomischen Vorgänge am Arbeitsmarkt ist sicherlich die Theorie der Sucharbeitslosigkeit. In diesem Ansatz entstehen für beide Parteien des Arbeitsmarktes Kosten, eine passende Stelle bzw. einen passenden Bewerber zu finden. Die Wahrscheinlichkeit, einen passenden neuen Job bzw. einen passenden Arbeitnehmer zu finden, hängt von der Suchintensität der Arbeitslosen bzw. der Rekrutierungsintensität der Firmen ab. Beide Faktoren sind Argumente einer aggregierten Matching-Funktion, welche die Anzahl der in einer Periode entstehenden Jobs beschreibt. Positive externe Schocks steigern die Such- und Rekrutierungsaktivitäten und erhöhen im Endeffekt so die Beschäftigung. Diese Effekte werden durch Externalitäten verstärkt, da eine erhöhte Suchintensität auf der einen Marktseite die Suche nach einem passenden *match* für die andere Marktseite c.p. attraktiver macht<sup>41</sup>. Die Integration dieser Theorie in ein RBC-Modell erfolgte durch fast

<sup>41</sup> Vgl. Diamond (1982); Mortensen (1982); Pissarides (1985; 1994); Mortensen, Pissarides (1994; 1999a; 1999b). Eine Textbuchversion findet man bei Pissarides (2000).

zeitgleiche Arbeiten Mitte der neunziger Jahre. Zwar gelingt es in beiden Studien aus methodischer Sicht erfolgreich, diese vielversprechende Theorie des Arbeitsmarktes in ein DSGE-Modell zu integrieren, die konjunkturellen Phänomene des Arbeitsmarktes können aber nur unzureichend erklärt werden. Insbesondere weisen die Modelle eine zu geringe relative Volatilität der Beschäftigung auf. Außerdem sind Arbeitsproduktivität und Reallöhne weiterhin stark prozyklisch. Zusätzlich kann das *productivity puzzle* nicht gelöst werden, da sowohl Reallöhne als auch Arbeitsproduktivität und Beschäftigung zwar geringer als in einem Standard-RBC-Modell, aber immer noch sehr stark miteinander korreliert sind. Gut schneidet die Sucharbeitslosigkeitsmodellökonomie allerdings in Bezug auf die geringe relative Volatilität der Reallöhne ab<sup>42</sup>. Insgesamt können die beiden konjunkturellen *puzzles* des US-Arbeitsmarktes also durch Integration der Sucharbeitslosigkeit in ein RBC-Modell nur in ähnlich unzureichendem Maße gelöst werden wie in einem *indivisible labor*-Modell. Positiv ist aber anzumerken, dass die Theorie der Sucharbeitslosigkeit im Vergleich zur ad hoc-Annahme unteilbarer Arbeitszeit sicherlich die theoretisch elegantere und besser fundierte Modifikation des RBC-Grundmodells darstellt<sup>43</sup>.

Obwohl der Effizienzlohntheorie gerade für Kontinentaleuropa häufig nur eine ergänzende Rolle für die Erklärung der strukturellen Arbeitslosigkeit zugeschrieben wird (Berthold, Fehn 1995: 112–113; Franz, Pfeiffer 2002), scheint sie von allen genannten Modifikationen das größte Erklärungspotenzial für die konjunkturellen *puzzles* der Arbeitsmärkte in entwickelten Volkswirtschaften zu haben. Dies gilt insbesondere dann, wenn man versucht, möglichst viele konjunkturelle Phänomene durch eine einzelne isolierte Modifikation des RBC-Modells zu erklären. In dieser Arbeit wird geprüft, ob die Effi-

<sup>42</sup> Vgl. Merz (1995: 280–286); Andolfatto (1996: 122–125). Eine genauere Analyse der für dieses Defizit verantwortlichen ökonomischen Zusammenhänge findet sich bei Shimer (2005). In Bezug auf die Arbeit von Merz (1995) muss noch auf ein Ergebnis hingewiesen werden: Die relative Volatilität der Beschäftigung beträgt in den benutzten Daten nur etwas über 50%, so dass dieses Moment vom betrachteten RBC-Modell mit Sucharbeitslosigkeit gut erklärt werden kann.

<sup>43</sup> Trotz der diskutierten Schwächen hat sich die Theorie der Sucharbeitslosigkeit zum wichtigsten Standardansatz zur Beschreibung der ökonomischen Zusammenhänge auf den Arbeitsmärkten industrialisierter Volkswirtschaften entwickelt (Shimer 2005: 25). Um den Ansatz besser mit den konjunkturellen Fakten in Einklang zu bringen, lässt sich das Standard-Sucharbeitslosigkeitsmodell auf verschiedene Art zu modifizieren und erweitern. Alle Ansätze bieten theoretische Erklärungen für eine gewisse Reallohnstarrheit, die dafür sorgt, dass die Modellökonomie größere Reaktionen bzw. Schwankungen der Beschäftigung und geringere Reaktionen bzw. Schwankungen des Reallohns aufweist. Weniger prozyklische Reallöhne lassen sich insbesondere dann erklären, wenn vom Standard-Nash Bargaining-Ansatz in Bezug auf die Verteilung des Matching-Gewinns zwischen Arbeitnehmern und Arbeitgebern abgewichen wird (Hall 2005). Eine andere Möglichkeit für Erklärungen von Reallohnstarrheiten innerhalb des Rahmens der Sucharbeitslosigkeit bietet die Annahme von Informationsasymmetrien (Kennan 2006). Vgl. auch die Diskussion dieser und weiterer Modifikationen in Mortensen, Nagypál (2005). Zusätzlich wird die Theorie der Sucharbeitslosigkeit in jüngere Zeit auch in neukeynesianische DSGE-Modelle integriert (Christoffel, Linzert 2005).



zienslohntheorie auch in Bezug auf den deutschen Arbeitsmarkt diesen Beitrag leisten kann. Gelingt dies, ergeben sich zum einen wichtige Erkenntnisse in Bezug auf die genauen ökonomischen Vorgänge am Arbeitsmarkt bei konjunkturellen Schwankungen. Zum anderen ist anzunehmen, dass der Effizienzlohntheorie eine bedeutende Rolle bei der Erklärung der strukturellen Hochlohnarbeitslosigkeit zukommt und somit gängige Erklärungsmuster für dieses Phänomen und daraus abgeleitete strukturelle Reformvorschläge kritisch hinterfragt werden müssen.

### 3.2 Formale Modelldarstellung

#### 3.2.1 Herleitung von Effizienzbedingungen

Im Folgenden wird die Theorie der Effizienzlohnsetzung in das RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit gemäß dem von Alexopoulos (2003; 2004) entwickelten Ansatz integriert. Wie in der Effizienzlohntheorie angenommen, können die Firmen in diesem Modell den Arbeitseinsatz ihrer Mitarbeiter nicht perfekt beobachten, so dass für die Mitarbeiter grundsätzlich ein Anreiz besteht, sich vor der Arbeit „zu drücken“. Ob sich ein derartiges Verhalten für den einzelnen Arbeitnehmer lohnt, hängt insbesondere von der Wahrscheinlichkeit, als „Drückeberger“ erkannt zu werden, und der Schwere der anschließenden Sanktionierung ab. Im Gegensatz zum ursprünglichen *shirking-Modell*<sup>44</sup> werden „erwischte Drückeberger“ in dem hier verwendeten Modell nicht entlassen, sondern müssen auf einen Teil ihres Reallohns am Ende der Periode verzichten.

Die Modellökonomie kann unter der Annahme verschiedener Formen der Versicherung des Risikos der Arbeitslosigkeit analysiert werden. Zunächst ist es denkbar, dass die Wirtschaftssubjekte keine Möglichkeit haben, das Risiko der Arbeitslosigkeit zu versichern. In diesem Fall übersteigt der Periodennutzen eines einzelnen Arbeitnehmers ex post auf jeden Fall denjenigen eines Arbeitslosen. Eine zweite Möglichkeit besteht darin, dass die Arbeitnehmer der Modellökonomie vollständig gegenüber den Risiken der Arbeitslosigkeit versichert sind. In diesem Fall übersteigt der Periodennutzen der arbeitslosen Arbeitnehmer ex post denjenigen der arbeitenden Familienmitglieder. Dies ist wenig verwunderlich, da die Arbeitslosen vollständig gegenüber den Risiken der Arbeitslosigkeit versichert sind, ihnen aber das Arbeitsleid erspart bleibt. Der Fall der unvollständigen Arbeitslosenversicherung stellt einen Mittelweg dar. Unter diesem institutionellen Rahmen übersteigt der Nutzen der „normal“ arbeitenden Individuen ex post denjenigen der Arbeitslosen, da nur der fixe Lohnanteil versichert wird. Aus dem gleichen Grund entspricht der Konsum eines Arbeitslosen genau demjenigen eines „erwischten Drückebergers“.

<sup>44</sup> Shapiro, Stiglitz (1984). Eine DSGE-Version dieses Modells findet man bei Gomme (1999).

Im Folgenden soll nur der letztgenannte Fall analysiert werden, da dieser aus mehreren Gründen der vielversprechendste ist. Zum einen ist das Modell bei vollständiger Arbeitslosenversicherung beobachtungsgleich mit dem *indivisible labor*-Modell, so dass eine Analyse dieser Modellvariante die Ergebnisse aus Abschnitt 2 mehr oder weniger reproduzieren würde<sup>45</sup>. Die Variante ohne jegliche Form der Arbeitslosenversicherung erscheint mathematisch problematisch und für entwickelte Volkswirtschaften wenig realistisch.

Genau wie das RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit weist auch das folgende DSGE-Modell die typischen Eigenschaften eines *balanced growth path* auf (King et al. 1988a: 200–202.). Kleine Buchstaben kennzeichnen auch im Folgenden stationarisierte Variablen. Da wie bei der Analyse des RBC-Modells mit unteilbarer Arbeitszeit angenommen wird, dass der wachstumsinduzierende technologische Fortschritt ( $X_t$ ) Harrod-neutral ist, müssen weder die Beschäftigung noch der Realzins stationarisiert werden<sup>46</sup>.

### Das Nutzenmaximierungsproblem der repräsentativen Familien

In der Modellökonomie existiert eine unendliche Anzahl repräsentativer Familien. Jede dieser Familien besteht aus einem auf eins normierten Kontinuum einzelner, wiederum identischer Familienmitglieder. Die Familien besitzen den gesamten Kapitalstock der Modellökonomie. Nur die Familien sind daher in der Lage, zu investieren und so einen Teil ihrer Einnahmen aus Kapitalvermietung in die Zukunft zu transferieren. Die Akkumulationsgleichung des Kapitalstocks ist wie im RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit folgendermaßen spezifiziert

$$(40) \quad \gamma k_{t+1} = (1 - \delta)k_t + i_t.$$

Nicht investiertes Einkommen aus der Vermietung von Kapital ( $c_t^f$ ) wird gleichmäßig an alle Familienmitglieder ausgeschüttet, d.h. es gilt

$$(41) \quad c_t^f = R_t k_t - i_t.$$

Weiterhin maximieren die repräsentativen Familien – zunächst in allgemeiner Form ausgedrückt – folgende (identische) Nutzenfunktion

<sup>45</sup> Somit drängt sich natürlich die Frage auf, ob die Ursache des möglicherweise besseren Abschneidens des *shirking*-Modells nicht die Einführung einer unvollständigen Arbeitslosenversicherung ist. Mit Hilfe weiterer Simulationen lässt sich aber zeigen, dass ein *indivisible labor*-Modell mit unvollständiger Arbeitslosenversicherung im Vergleich zu einem Standard-*indivisible labor*-Modell sehr ähnliche konjunkturelle Eigenschaften aufweist. Somit sind größere Unterschiede zwischen den beiden in diesem Kapitel evaluierten Modelltypen auf die Einführung von Effizienzlöhnen und nicht auf die Annahme einer unvollständigen Arbeitslosenversicherung zurückzuführen (Alexopoulos 2004: 296–297).

<sup>46</sup> Für die anderen Variablen gilt die gleiche Transformation wie im *indivisible labor*-Modell, d.h.  $c_t = C_t / X_t, c_t^f = C_t^f / X_t, c_t^i = C_t^i / X_t, c_t^u = C_t^u / X_t, i_t = I_t / X_t, k_t = K_t / X_t, w_t = W_t / X_t, y_t = Y_t / X_t$ .

$$u_t = (N_t - N_t^{SH}) u(c_t^e, T - h\tilde{e}_t - \zeta) + (N_t^{Sh} - dN_t^{Sh}) u(c_t^e, T) \\ + (1 - N_t + dN_t^{Sh}) u(c_t^u, T).$$

Der Nutzen einer Familie in Periode  $t$  ist somit positiv abhängig vom Konsum und der vom Zeitbudget verbleibenden Freizeit der einzelnen Familienmitglieder. Die Argumente dieser individuellen Nutzenfunktionen hängen wiederum davon ab, ob das jeweilige Familienmitglied normal arbeitet, „sich vor der Arbeit drückt“ und ob es dabei „erwischt wird“ oder ob es arbeitslos ist. Die jeweiligen Nutzenwerte werden mit ihren Anteilen an der auf eins normierten Gesamtzahl der Familienmitglieder gewichtet.

Der erste Term der Nutzenfunktion beschreibt den Nutzen eines normal arbeitenden Familienmitgliedes. Diese konsumieren die Variable  $c_t^e$ . Zur Bestimmung der verbleibenden Freizeit müssen vom Zeitbudget ( $T$ ) die geleistete Stundenzahl ( $h$ ) multipliziert mit der tatsächlichen Arbeitsanstrengung ( $\tilde{e}_t$ ) und eine Art Rüstzeit ( $\zeta$ ) abgezogen werden. Die Annahme, dass positive, fixe Zeitkosten bei der Bereitstellung der eigenen Arbeitsleistung anfallen, stellt sicher, dass die Firmen im Wettbewerbsgleichgewicht vertragsmäßig eine positive Arbeitsanstrengung festschreiben<sup>47</sup>. Der zweite Summand der Nutzenfunktion beschreibt den Nutzen „nicht erwischter Drückeberger“. Der Parameter  $d$  ist die Wahrscheinlichkeit, mit der ein „Drückeberger“ vom Arbeitgeber erwischt wird. Es wird davon ausgegangen, dass diese Wahrscheinlichkeit durch eine exogen vorgegebene Überwachungstechnologie bestimmt wird. Diese Annahme lässt sich nicht nur durch technische Beschränkungen, sondern – insbesondere für Deutschland – auch durch arbeitsrechtliche und datenschutzrelevante Bestimmungen rechtfertigen. Aus Vereinfachungsgründen wird in Bezug auf die Überwachungstechnologie angenommen, dass keine Fehler zweiter Ordnung vorkommen, d.h. niemals Arbeitnehmer zu Unrecht bestraft werden. Nicht erkannte „Drückeberger“ konsumieren genauso viel wie normal arbeitende Familienmitglieder ( $c_t^e$ ), können aber ihr komplettes Zeitbudget als Freizeit konsumieren. Es wird also davon ausgegangen, dass man sich so erfolgreich vor der Arbeit „drücken“ kann, dass in diesem Fall das komplette Zeitbudget als Freizeit verbleibt. Der letzte Term beschreibt den Nutzen arbeitsloser Familienmitglieder und „erwischter Drückeberger“. Beide Gruppen konsumieren die Konsummenge  $c_t^u$  und ihr komplettes Zeitbudget als Freizeit.

Die jeweils verwendete Nutzenfunktion ( $u$ ) ist wie die Nutzenfunktion des RBC-Modells mit unteilbarer Arbeitszeit zweifach stetig differenzierbar, und

<sup>47</sup> Analytisch ausgedrückt stellt diese Annahme sicher, dass die Funktion der vertragsmäßig vereinbarten Arbeitsanstrengung in Abhängigkeit des Reallohns ( $e_t(w_t)$ ) nahe dem Ursprung schwach konvex ist und mit steigendem Reallohn konkav wird. Vgl. hierzu Romer (2001:416) und den Funktionsverlauf in Schaubild 13.

ihr Verlauf ist in Bezug auf den Konsum streng konkav<sup>48</sup>. Da die Summe mehrerer solcher Funktionen ebenfalls diese Bedingungen erfüllt, gelten diese auch für die gesamte Nutzenfunktion der repräsentativen Familie.

Wie bereits erwähnt, hängt der Konsum der einzelnen Familienmitglieder davon ab, ob ein Familienmitglied in einer Periode beschäftigt ist und – falls es einen Job annimmt – wie es sich verhält und ob sein Verhalten vom Arbeitgeber erkannt wird. Alle Familienmitglieder konsumieren zunächst den aus Kapitalvermietung finanzierten Familienkonsum ( $c_t^f$ ). Unterschiede treten aber zum einen durch unterschiedliche Entlohnung und zum anderen dadurch auf, dass Familienmitglieder in Bezug auf die unvollständige, intrafamiliäre Arbeitslosenversicherung entweder Erbringer oder Empfänger von Versicherungsleistungen sind.

Insgesamt lassen sich in Bezug auf den Konsum drei Fälle unterscheiden, von denen aber zwei – wie oben gefordert – identisch sind. Normale Arbeitnehmer oder „nicht erwischte Drückeberger“ konsumieren neben dem Familienkonsum den vollen Reallohn ( $w_t$ ) multipliziert mit der (konstanten) vertragsmäßig vereinbarten Stundenzahl ( $h$ ) abzüglich des Beitrags zur intrafamiliären Arbeitslosenversicherung. Der Beitrag zur intrafamiliären Arbeitslosenversicherung entspricht genau dem Anteil arbeitsloser Familienmitglieder multipliziert mit dem garantierten Anteil des laufenden Reallohns. Der Konsum aller Arbeitnehmer, welche die vertraglich vereinbarte Arbeitsproduktivität erbringen oder nicht als „Drückeberger“ erkannt werden, berechnet sich also durch

$$(42) \quad c_t^e = c_t^f + w_t h - (1 - N_t) s w_t h.$$

Sanktionierte „Drückeberger“ konsumieren im Gegensatz hierzu nur den garantierten Anteil des vertraglich vereinbarten Lohneinkommens ( $s w_t h$ ) und müssen auf den variablen Anteil verzichten. Außerdem muss von ihrem Einkommen der Beitrag zur Arbeitslosenversicherung abgezogen werden. Arbeitslose Familienmitglieder konsumieren die Summe aus dem nicht investierten Anteil des Kapitaleinkommens und den Transferzahlungen aus der intrafamiliären Arbeitslosenversicherung. Wie oben gefordert, führen diese Annahmen zu identischen Konsumwerten für beide Gruppen von Individuen

$$(43) \quad c_t^u = c_t^f + N_t s w_t h.$$

Aus der Gleichung ist ersichtlich, dass die Höhe der Arbeitslosenunterstützung vom Anteil der arbeitenden Familienmitglieder abhängt. Je höher dieser

<sup>48</sup> D.h.  $D_c > 0$  und  $D_{cc} < 0$ . Sie erfüllt in Bezug auf den Konsum außerdem die Inada-Bedingungen, d.h.  $\lim_{c \rightarrow \infty} D_c u(c) = 0$ ,  $\lim_{c \rightarrow 0} D_c u(c) = \infty$ . Außerdem gilt  $D_L > 0$ , und  $D_{LL} = 0$ .  $L$  bezeichnet hier die Wahrscheinlichkeit, dass ein Individuum in einer Periode keinen Arbeitsplatz zugewiesen bekommt.

Anteil ist, desto größer ist auch die Unterstützung für die Familienmitglieder, die in der entsprechenden Periode keinen Job haben, und desto größer ist auch der Konsum „erwischter Drückeberger“. Hieran wird deutlich, dass auch im Effizienzlohnmodell die Schwere der Sanktionierung nicht völlig unabhängig vom konjunkturellen Zustand der Modellökonomie ist. Die Firmen der Modellökonomie müssen einen umso prozyklischeren Reallohn anbieten, desto höher der Anteil des garantierten Reallohns ist. Im Falle eines Anteils von eins erhält man den Fall vollständiger Arbeitslosenversicherung. Die zyklischen Eigenschaften der Modellökonomie gleichen dann denjenigen des RBC-Modells mit unteilbarer Arbeitszeit. Der Parameter  $s$  wird im Folgenden exogen kalibriert, da die Firmen der Modellökonomie bei freier Wahlmöglichkeit den Anteil der garantierten Reallohnanteile möglichst niedrig, d.h. gleich null setzen würden. Ein Grund für die Beschränkung dieses Parameters in der Realität können beispielsweise Arbeitsgesetze oder Tarifverträge sein, die den Anteil variabler Einkommensbestandteile auf einen bestimmten Anteil beschränken.

Wie im *indivisible labor*-Modell entscheiden die Firmen letztendlich zufällig, welche Individuen eingestellt werden<sup>49</sup>. Aufgrund der Annahme der repräsentativen Familie ist die Anzahl der beschäftigten Mitglieder in allen Familien gleich. Es wird weiterhin davon ausgegangen, dass die repräsentative Familie beobachten kann, ob ein Familienmitglied in einer Periode ein Jobangebot abgelehnt hat oder nicht. Im ersten Fall besitzt das arbeitslose Familienmitglied Anspruch auf Arbeitslosenunterstützung, während es im zweiten Fall von der Familie sanktioniert wird und nur den Familienkonsum ( $c_t^f$ ) konsumieren kann.

Unter Benutzung logarithmischer Nutzenfunktionen lässt sich das Maximierungsproblem der repräsentativen Familien zu folgendem Ausdruck zusammenfassen

$$\begin{aligned} \max_{\{c_t^f, k_{t+1}\}_{t=0}^{\infty}} E_0 & \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [(N_t - dN_t^{Sh}) \log(c_t^e) + (1 - N_t + dN_t^{Sh}) \log(c_t^u) \right. \\ & \left. + (N_t - N_t^{Sh})\theta \log(T - h\check{e}_t - \zeta) + (1 - N_t + N_t^{Sh})\theta \log(T)] \right\} \end{aligned}$$

unter Berücksichtigung der Gleichungen (40) bis (43). Aus der analytischen Formulierung des Maximierungsproblems wird deutlich, dass die Familien keinen Einfluss auf den Anteil der arbeitenden Familienmitglieder ( $N_t$ ) haben, da diese Größe allein durch individuelles Verhalten der einzelnen Familienmitglieder bestimmt wird. Somit haben die Familien also keine Möglichkeit, die Höhe des intrafamiliären Versicherungstransfers zu beeinflussen. Das Problem der repräsentativen Familien lässt sich zunächst mit Hilfe eines

<sup>49</sup> Zum Job-Lotterie-Mechanismus vgl. Rogerson (1988: 7–13).

Standard-Lagrange-Ansatzes lösen. Da, wie im Folgenden noch gezeigt wird, im Gleichgewicht keine „Drückeberger“ existieren, ergibt sich nach Diskontierung und Elimination des Lagrange-Multiplikators zusätzlich zu den genannten Nebenbedingungen die folgende Effizienzbedingung:

$$(44) \quad E_{t-1} \left\{ \beta \left[ \frac{N_{t+1}}{c_{t+1}^e} + \frac{1 - N_{t+1}}{c_{t+1}^u} \right] [R_{t+1} + (1 - \delta)] - \gamma \left[ \frac{N_t}{c_t^e} + \frac{1 - N_t}{c_t^u} \right] \right\} = 0.$$

Wie aus Gleichung (44) ersichtlich müssen die Familien ihre Investitionsentscheidung vor der Realisation des aktuellen Technologieschocks treffen. Diese Informationsasymmetrie zwischen Familien und Firmen ist notwendig, da ansonsten im Rahmen der approximativen Modelllösung bei Abweichungen vom *steady state*<sup>50</sup> die Blanchard-Kahn-Bedingung (Blanchard, Kahn 1980) verletzt würde.

### Das Verhalten der einzelnen Familienmitglieder

Die Entscheidung, ob sie einen angebotenen Arbeitsvertrag annehmen oder nicht, treffen die einzelnen Familienmitglieder auf individueller Ebene. Hierbei bieten die Firmen jedem Familienmitglied einen einperiodigen Arbeitsvertrag an, in dem der Reallohn ( $w_t$ ), die zu leistenden Arbeitsstunden ( $h$ ) und die vertraglich vereinbarte Arbeitsanstrengung ( $e_t$ ) festgelegt werden. Ob sie einem solchen Vertrag zustimmen, entscheiden die Individuen, indem sie die folgende identische, individuelle, einperiodige Nutzenfunktion<sup>51</sup> maximieren

$$u_t = \begin{cases} u(c_t^e, T - h\bar{e}_t - \zeta) & \text{für } \bar{e}_t \geq e_t \\ (1 - d)u(c_t^e, T - h\bar{e}_t - \zeta) + du(c_t^u, T - h\bar{e}_t - \zeta) & \text{für } 0 < \bar{e}_t < e_t \\ (1 - d)u(c_t^e, T) + du(c_t^u, T) & \text{für } \bar{e}_t = 0 \end{cases}$$

Die erste Zeile der individuellen Nutzenfunktion stellt also den Periodennutzen eines einzelnen Arbeitnehmers für den Fall dar, dass die tatsächliche Arbeitsanstrengung ( $\bar{e}_t$ ) mindestens der vertraglich vereinbarten ( $e_t$ ) entspricht. Die zweite Zeile wird dann relevant, wenn die tatsächliche Arbeitsanstrengung des Arbeitnehmers positiv, aber kleiner als die vertraglich vereinbarte ist. Wird er vom Arbeitgeber nicht „erwischt“, beträgt sein Konsum wie im ersten Fall  $c_t^e$ , wird er aber als „Drückeberger“ erkannt, muss er sich mit einem Konsum in Höhe von  $c_t^u$  zufrieden geben. Die verbleibende Freizeit ist in beiden Fällen gleich. Die dritte Zeile beschreibt den Fall, dass der Arbeitnehmer überhaupt nicht produktiv ist. In diesem Fall wird seine Freizeit auch

<sup>50</sup> Vgl. die Herleitung approximativen Modelllösungen bei Abweichungen vom *steady state* in Abschnitt 3.2.3 in diesem und 4.1.3 im dritten Kapitel.

<sup>51</sup> Die Präferenzen der einzelnen Familienmitglieder erfüllen ebenfalls die bereits im RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit und bezüglich der Präferenzen der repräsentativen Familien formulierten mathematischen Kriterien.

nicht durch eine anfallende Rüstzeit ( $\zeta$ ) geschmälert, so dass ihm das komplette Zeitbudget als Freizeit zur Verfügung steht.

Ein einzelner Arbeitnehmer wird sich nur dann entscheiden, sich nicht vor der Arbeit zu „drücken“, wenn der Nutzen, den er aus der Erbringung der vertraglich festgelegten Produktivität zusätzlich generiert, mindestens genauso groß ist, wie der Nutzen, den er erhält, wenn er sich vor der Arbeit „drückt“. Da die Unternehmen „Drückeberger“ nur mit der Wahrscheinlichkeit  $d$  erkennen können, werden sie alles dafür tun, keine „Drückeberger“ einzustellen. Die Unternehmen der Modellökonomie werden daher im Gleichgewicht einen so hohen Reallohn bezahlen, dass es sich für die Arbeitnehmer nicht mehr lohnt, sich vor der Arbeit zu „drücken“. Das hat zur Folge, dass im Gleichgewicht die tatsächliche Anstrengung des einzelnen Arbeitnehmers auch der vertraglich vereinbarten entspricht. Im Rahmen der Modelllösung kann daher im Folgenden  $\tilde{e}_t = e_t$  und  $N_t^{Sh} = 0$  gesetzt werden.

Die Firmen sind andererseits daran interessiert, einen möglichst geringen Reallohn zu vereinbaren. Sie werden daher den Reallohn im Gleichgewicht gerade so hoch setzen, dass die einzelnen Zeilen der individuellen Nutzenfunktion genau gleich groß sind. Im Gleichgewicht gilt also

$$u(c_t^e, T - h\tilde{e}_t - \zeta) \geq u(c_t^u, T)$$

und

$$u(c_t^e, T - h\tilde{e}_t - \zeta) \geq (1 - d)u(c_t^e, T) + du(c_t^u, T).$$

Die erste Beziehung wird in der Literatur auch als individuelle Rationalitätsbedingung (*individual rationality constraint*) bezeichnet. Diese stellt sicher, dass der Periodennutzen eines normalen Arbeitnehmers mindestens so groß ist wie der eines Arbeitslosen. Die zweite Bedingung wird auch als Anreizkompatibilitätsbedingung (*incentive compatibility constraint*) bezeichnet. Diese besagt, dass der erwartete Periodennutzen eines normalen Arbeitnehmers mindestens so groß sein muss wie der eines „Drückebergers“.

In dem hier betrachteten Modellrahmen ist die erste Bedingung ex post allerdings nicht jederzeit erfüllt. Dies ist dadurch zu erklären, dass die einzelnen Arbeitnehmer im Rahmen eines Lotterieverfahrens eingestellt werden. Daher haben zwar alle Arbeitnehmer ex ante den gleichen erwarteten Periodennutzen. Der Periodennutzen eines arbeitenden und der eines arbeitslosen Familienmitglieds unterscheiden sich aber ex post. Im Falle der unvollständigen Arbeitslosenversicherung ist ein einzelnes Individuum in gewissem Sinne unfreiwillig arbeitslos, da nur der fixe Teil seines Lohnes versichert ist. Der Nutzen eines normal arbeitenden Familienmitgliedes ist daher höher, und die individuelle Rationalitätsbedingung gilt ex post nur mit Ungleichheit.



Anders verhält es sich mit der Anreizkompatibilitätsbedingung. Diese ist auch in dem hier betrachteten Modellrahmen zu jeder Zeit mit Gleichheit gültig, so dass sich mit ihrer Hilfe die tatsächliche Arbeitsanstrengung der repräsentativen Individuen im Gleichgewicht herleiten lässt<sup>52</sup>. Sie kann in Abhängigkeit der individuellen Konsumgrößen  $c_t^e$  und  $c_t^u$  sowie einiger tiefer Parameter der Modellökonomie berechnet werden. Wie aus der Anreizkompatibilitätsbedingung ersichtlich, hängt die gleichgewichtige Arbeitsanstrengung bei exogen vorgegebener Überwachungstechnologie ausschließlich vom Verhältnis der individuellen Konsumgrößen  $c_t^e$  und  $c_t^u$  ab. Da dieses Verhältnis bei exogen vorgegebenem variablem Reallohnanteil wiederum ausschließlich von der absoluten Höhe des Reallohns abhängt, lässt sich mit Hilfe der Anreizkompatibilitätsbedingung ein eindeutiger Zusammenhang zwischen Arbeitsanstrengung und dem von den Firmen angebotenen Reallohn herleiten

$$\log(c_t^e) + \theta \log(T - h e_t - \zeta) = (1 - d) \log(c_t^e) + d \log(c_t^u) + \theta \log(T)$$

$$\Leftrightarrow e_t = e(w_t) = \frac{T}{h} \left[ 1 - \left( \frac{c_t^e}{c_t^u} \right)^{-\frac{d}{\theta}} \right] - \frac{\zeta}{h}.$$

### Das Gewinnmaximierungsproblem der repräsentativen Firmen

Der Output der Effizienzlohnökonomie wird wie der Output im *indivisible labor*-Modell von einer unendlich großen Anzahl von Firmen, die zueinander im vollständigen Wettbewerb stehen, mit Hilfe einer neoklassischen Produktionsfunktion hergestellt. Die Produktionsfunktion weist konstante Skalenerträge auf, ist konkav und zweifach stetig differenzierbar, und beide Produktionsfaktoren sind essenziell<sup>53</sup>. Als konkrete Funktion wird wiederum der Cobb-Douglas Typ gewählt

$$(45) \quad y_t = A_t F(N_t h e_t)^\alpha k_t^{1-\alpha}.$$

Hierbei wurde bereits berücksichtigt, dass die Firmen im Gleichgewicht einen so hohen Reallohn anbieten, dass kein Anreiz besteht, sich vor der Arbeit „zu drücken“<sup>54</sup>.

Die Firmen maximieren ihren Gewinn, d.h. die Differenz aus Output und Faktorkosten

<sup>52</sup> Die Anreizkompatibilitätsbedingung ist somit die Konkretisierung der bei der allgemeinen Darstellung der Effizienzlohntheorie hergeleiteten NSC (Abschnitt 3.1).

<sup>53</sup> Die Produktionsfunktion erfüllt ebenfalls die Inada-Bedingungen, d.h.  $\lim_{K \rightarrow \infty} D_1 F(K, N, e) = 0$ ,  $\lim_{K \rightarrow 0} D_1 F(K, N, e) = \infty$ ,  $\lim_{N \rightarrow \infty} D_2 F(K, N, e) = 0$ ,  $\lim_{N \rightarrow 0} D_2 F(K, N, e) = \infty$ ,  $\lim_{e \rightarrow \infty} D_3 F(K, N, e) = 0$ ,  $\lim_{e \rightarrow 0} D_3 F(K, N, e) = \infty$ .

<sup>54</sup> Die allgemeine Formulierung der Produktionsfunktion lautet:  $y_t = A_t F(N_t - N_t^{Sh}) h \tilde{e}_t)^\alpha k_t^{1-\alpha}$ . Gemäß obiger Überlegungen gilt aber:  $N_t^{Sh} = 0$  und  $\tilde{e}_t = e_t$ .



$$\max_{\{N_t, k_t, w_t\}} \{A_t F(N_t h e_t)^\alpha k_t^{1-\alpha} - w_t h N_t - R_t k_t\}.$$

Bei der Lohnsetzung müssen die Firmen zusätzlich die oben diskutierte Anreizkompatibilitätsbedingung als Nebenbedingung einhalten. Es ergeben sich zunächst die folgenden Effizienzbedingungen

$$(46) \quad \alpha A_t k_t^{1-\alpha} N_t^{\alpha-1} (h e_t)^\alpha = w_t h$$

$$(47) \quad (1 - \alpha) A_t k_t^{-\alpha} (N_t h e_t)^\alpha = R_t$$

$$\alpha A_t k_t^{1-\alpha} (N_t h)^\alpha e_t^{\alpha-1} D_1 e(w_t) = h N_t \Leftrightarrow \frac{D_1 e(w_t) w_t}{e_t} = 1.$$

Die dritte Bedingung erster Ordnung zeigt, dass die Firmen der Modellökonomie im Gleichgewicht einen Reallohn anbieten, der dafür sorgt, dass die effektiven Arbeitskosten, d.h. die Kosten pro Einheit Arbeitsanstrengung, minimiert werden<sup>55</sup>.

Leitet man die individuelle Arbeitsanstrengung ( $e(w_t)$ ) nach dem Reallohn ab, ergibt sich unter Berücksichtigung der individuellen Konsumgrößen (Gleichung (42) und (43))

$$D_1 e(w_t) = \frac{T}{h} \frac{d}{\theta} \left( \frac{c_t^e}{c_t^u} \right)^{-\frac{d}{\theta}-1} \left( \frac{c_t^u - s c_t^e}{(c_t^u)^2} \right) h.$$

Ebenfalls mit Hilfe der individuellen Konsumgrößen  $c_t^e$  und  $c_t^u$  lässt sich der Reallohn multipliziert mit der exogen fixierten Stundenzahl leicht als

$$w_t h = \frac{c_t^e - c_t^u}{(1 - s)}$$

herleiten. Substitution der oben hergeleiteten Ausdrücke für  $e_t$ ,  $D_1 e(w_t)$  und  $w_t h$  in die Solow-Bedingung führt zu

$$(48) \quad T \frac{d}{\theta} \left( \frac{c_t^e}{c_t^u} \right)^{-\frac{d}{\theta}-1} \frac{\left( 1 - s \frac{c_t^e}{c_t^u} \right)}{(1 - s)} \left( \frac{c_t^e}{c_t^u} - 1 \right) - T \left[ 1 - \left( \frac{c_t^e}{c_t^u} \right)^{-\frac{d}{\theta}} \right] + \zeta = 0.$$

<sup>55</sup> Diese Bedingung wurde bereits in einer frühen Arbeit von Robert Solow (1979) hergeleitet. Vgl. auch Romer (2001:414-415) und die allgemeine Darstellung der Effizienzlohntheorie in Abschnitt 3.1.

Anhand dieser Gleichung lässt sich erkennen, dass für jeden Wert des Zeitbudgets ( $T$ ) und des Parametervektors  $\left(\frac{d}{\theta} \ s \ \zeta\right)$  sowie bei Gültigkeit der Nicht-Negativitätsbedingung  $e_t > 0$  nur ein Quotient der Größen  $c_t^e$  und  $c_t^u$  existiert, der die obige Gleichung erfüllt. Das Verhältnis des Konsums eines normal arbeitenden und eines arbeitslosen Familienmitglieds ist im Gleichgewicht also eine Konstante, welche sich in Abhängigkeit der tiefen Parameter des Modells errechnen lässt. Die gleichgewichtige Arbeitsanstrengung ( $e_t$ ) kann daher im Folgenden ebenfalls als im Zeitablauf konstant angesehen werden und beträgt somit

$$(49) \quad e = \frac{T}{h} \left[ 1 - \left( \frac{c^e}{c^u} \right)^{\frac{d}{\theta}} \right] - \frac{\zeta}{h}.$$

Zusammengenommen bedeutet dies, dass konjunkturelle Schwankungen des Arbeitsinputs der betrachteten Modellökonomie ausschließlich durch Variationen des Anteils der arbeitenden Familienmitglieder hervorgerufen werden. Denn die vertraglich vereinbarten Arbeitsstunden werden modellexogen kalibriert, und die gleichgewichtige Arbeitsanstrengung ist gemäß den obigen Überlegungen eine modellendogene Konstante.

Die Firmen der Modellökonomie variieren im Gleichgewicht den von ihnen angebotenen Effizienzlohn so, dass die einzelnen Arbeitnehmer die vertraglich vereinbarte Arbeitsanstrengung auch tatsächlich erbringen. Substituiert man das konstante Verhältnis ( $c^e / c^u$ ) in die individuellen Konsumgrößen, ergibt sich als Effizienzbedingung eine eindeutige Beziehung zwischen diesem Verhältnis, dem Familienkonsum ( $c_t^f$ ), dem gleichgewichtigen Reallohn multipliziert mit der fixen Arbeitszeit ( $w_t h$ ) und dem Anteil der beschäftigten Familienmitglieder ( $N_t$ )

$$(50) \quad w_t h = \frac{\left( \frac{c^e}{c^u} \right) - 1}{1 - s + s N_t \left[ 1 - \left( \frac{c^e}{c^u} \right) \right]} c_t^f.$$

Aufgrund des bereits erläuterten speziellen Bestrafungsmechanismus des Modells muss der gleichgewichtige Effizienzlohn im Konjunkturverlauf relativ konstant bleiben. Da die Grenzproduktivität des einzelnen Arbeitnehmers vom technologischen Zustand der Modellökonomie abhängig ist und auch die Firmen der Effizienzlohnökonomie nur solange Arbeitskräfte einstellen, bis das Grenzprodukt der Arbeit dem Reallohn entspricht (Gleichung (46)), wird aus diesen Überlegungen nochmals formal ersichtlich, dass die Modellökono-

mie relativ geringe Schwankungen des Reallohns und relativ hohe Schwankungen der Beschäftigung aufweisen muss.

Neben den bisher genannten Variablen ist auch der gesamtwirtschaftliche Konsum von besonderem Interesse. Dieser lässt sich leicht als gewichteter Durchschnitt der individuellen Konsumwerte errechnen

$$(51) \quad c_t = c_t^f + N_t w_t h.$$

Die Gleichungen (40) bis (47) und (50) und (51) bilden ein nichtlineares, stochastisches Differenzgleichungssystem in den Variablen  $c, c^e, c^f, c^u, i, k, N, R, w, y$ , dessen Lösung die Zeitpfade der Modellvariablen beschreibt<sup>56</sup>.

### 3.2.2 Gleichgewichtsanalyse im *steady state*

Die Effizienzlohnökonomie befindet sich im *steady state*, sobald keine vorübergehenden Technologieschocks auftreten und die Wirkung aller vergangenen Technologieschocks verschwunden ist. Die Zufallsvariable  $A_t$  nimmt daher im *steady state* den Wert eins an. Da die anderen Variablen der Modellökonomie entweder ex definitione stationär sind oder in stationäre Variablen transformiert wurden, kann auch in Bezug auf die Effizienzlohnökonomie bei der *steady state*-Analyse auf Zeitindizes verzichtet werden. Wie bei der Analyse des RBC-Modells mit unteilbarer Arbeitszeit werden im Folgenden *steady state*-Werte der einzelnen Modellvariablen hergeleitet, die ausschließlich von den tiefen Parametern des Effizienzlohnmodells abhängig sind.

Aus der ersten Effizienzbedingung der repräsentativen Familie (Gleichung (44)) lässt sich zunächst unmittelbar der reale Zinssatz vor Abschreibungen im *steady state* als

$$(52) \quad R = \frac{\gamma}{\beta} - (1 - \delta)$$

berechnen. Dieser entspricht damit dem *steady state*-Realzins des RBC-Modells mit unteilbarer Arbeitszeit. Die zweite Effizienzbedingung der repräsentativen Firma (Gleichung (47)) liefert nach kurzem Umformen das im *steady state* konstante Verhältnis von Kapital und Beschäftigtenquote

<sup>56</sup> Außerdem darf auch im Effizienzlohnmodell in keinem Zeitpunkt die Transversalitätsbedingung ( $\lim_{t \rightarrow \infty} \beta^t \lambda_t k_{t+1} = 0$ ) verletzt sein, damit eine rein endogen verursachte, übermäßige Kapitalakkumulation ausgeschlossen wird.

$$\frac{k}{N} = \left( \frac{\frac{\gamma}{\beta} - (1 - \delta)}{1 - \alpha} \right)^{-\frac{1}{\alpha}} \text{ he.}$$

Mit Hilfe des realen Zinssatzes im *steady state* und durch Umformen der deterministischen Versionen von Gleichung (40) und (41) lässt sich der Familienkonsum im *steady state* bestimmen.

$$c^f = \left( \frac{\gamma}{\beta} - \gamma \right) k.$$

Nach Substitution des *steady state*-Verhältnisses von Kapitalstock und Beschäftigung liefert die deterministische Version von Gleichung (46) den Reallohn

$$wh = e\alpha \left( \frac{\frac{\gamma}{\beta} - (1 - \delta)}{1 - \alpha} \right)^{\frac{\alpha-1}{\alpha}}.$$

Innerhalb der zweiten Effizienzbedingung der repräsentativen Firma (Gleichung (47)) können nun der *steady state*-Reallohn und der Familienkonsum durch bereits errechnete Ausdrücke ersetzt werden. Durch anschließende Substitution des *steady state*-Verhältnisses von Kapitalstock und Beschäftigung lässt sich dann die Beschäftigtenquote im *steady state* ausschließlich in Abhängigkeit der tiefen Parameter des Modells bestimmen

$$(53) \quad N = \frac{\alpha \left( \frac{\frac{\gamma}{\beta} - (1 - \delta)}{1 - \alpha} \right) (1 - s)}{\left[ \left( \frac{c^e}{c^u} \right) - 1 \right] \left[ \frac{\gamma}{\beta} - \gamma + \alpha \left( \frac{\frac{\gamma}{\beta} - (1 - \delta)}{1 - \alpha} \right) s \right]}.$$

Mit Hilfe des *steady state*-Wertes für  $N$  lässt sich der Kapitalstock leicht als

$$(54) \quad k = he \frac{\alpha \left( \frac{\frac{\gamma}{\beta} - (1 - \delta)}{1 - \alpha} \right)^{\frac{\alpha-1}{\alpha}} (1 - s)}{\left[ \left( \frac{c^e}{c^u} \right) - 1 \right] \left[ \frac{\gamma}{\beta} - \gamma + \alpha \left( \frac{\frac{\gamma}{\beta} - (1 - \delta)}{1 - \alpha} \right) s \right]}$$

herleiten. Der *steady state*-Familienkonsum ergibt sich unter Benutzung des *steady state*-Wertes des Kapitalstocks und der bereits hergeleiteten Beziehung zwischen diesen beiden Größen unmittelbar als

$$(55) \quad c^f = he \frac{\alpha \left( \frac{\gamma}{\beta} - (1-\delta) \right)^{\frac{\alpha-1}{\alpha}} (1-s) \left( \frac{\gamma}{\beta} - \gamma \right)}{\left[ \left( \frac{c^e}{c^u} \right) - 1 \right] \left[ \frac{\gamma}{\beta} - \gamma + \alpha \left( \frac{\gamma}{\beta} - (1-\delta) \right) s \right]}.$$

Durch Verwendung der bereits errechneten Werte für  $c^f$ ,  $N$  und  $w$  lassen sich die individuellen Konsumwerte und der gesamtwirtschaftliche Konsum im *steady state* anschließend errechnen

$$(56) \quad c^e = he \alpha \left( \frac{\gamma}{\beta} - (1-\delta) \right)^{\frac{\alpha-1}{\alpha}} \frac{(1-s) \frac{c^e}{c^u}}{\left( \frac{c^e}{c^u} \right) - 1},$$

$$(57) \quad c^u = he \alpha \left( \frac{\gamma}{\beta} - (1-\delta) \right)^{\frac{\alpha-1}{\alpha}} \frac{(1-s)}{\left( \frac{c^e}{c^u} \right) - 1}$$

und

$$(58) \quad c = he \alpha \left( \frac{\gamma}{\beta} - (1-\delta) \right)^{\frac{\alpha-1}{\alpha}} \frac{(1-s) \left[ \frac{\gamma}{\beta} - \gamma + \alpha \left( \frac{\gamma}{\beta} - (1-\delta) \right) \right]}{\left[ \left( \frac{c^e}{c^u} \right) - 1 \right] \left[ \frac{\gamma}{\beta} - \gamma + \alpha \left( \frac{\gamma}{\beta} - (1-\delta) \right) s \right]}.$$

Mit Hilfe der bereits errechneten Werte für den Kapitalstock und die Beschäftigung lassen sich schließlich *steady state*-Lösungen für Investitionen und den Output leicht als

$$(59) \quad i = he \frac{\alpha \left( \frac{\gamma}{\beta} - (1-\delta) \right)^{\frac{\alpha-1}{\alpha}} (1-s)(\gamma-1+\delta)}{\left[ \left( \frac{c^e}{c^u} \right) - 1 \right] \left[ \frac{\gamma}{\beta} - \gamma + \alpha \left( \frac{\gamma}{\beta} - (1-\delta) \right) s \right]}$$

und

$$(60) \quad y = he \frac{\alpha \left( \frac{\frac{\gamma}{\beta} - (1-\delta)}{1-\alpha} \right)^{\frac{2\alpha-1}{\alpha}} (1-s)}{\left[ \left( \frac{c^e}{c^u} \right) - 1 \right] \left[ \frac{\gamma}{\beta} - \gamma + \alpha \left( \frac{\frac{\gamma}{\beta} - (1-\delta)}{1-\alpha} \right) s \right]}$$

bestimmen.

### 3.2.3 Approximative Modelllösung bei Abweichungen vom *steady state*

Genau wie das RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit ist auch das Effizienzlohnmodell stochastischen Schocks ausgesetzt, welche zu Abweichungen der Modellvariablen von ihrem deterministischen *steady state* führen. Wie groß diese Abweichungen sind und wie lange es dauert, bis die Effizienzlohnökonomie nach einem einmaligen Schock wieder ihren *steady state* erreicht, hängt wiederum von modellendogenen Fortpflanzungsmechanismen und der genauen Ausgestaltung des Zufallsprozesses  $A_t$  ab. Um die quantitativen Eigenschaften der Modellökonomie bei Abweichungen vom *steady state* zu untersuchen, wäre es nötig, das aus den Gleichungen (40) bis (47) und (50) bis (51) bestehende Differenzgleichungssystem zu lösen. Leider existiert für dieses Problem keine analytische Lösung, so dass sich nur wiederum eine näherungsweise Lösung berechnen lässt. Zu diesem Zweck werden alle Modellvariablen mit Hilfe des bereits allgemein beschriebenen Linearisierungsverfahrens nahe ihrer *steady state*-Werte approximiert<sup>57</sup>.

Um das loglineare Differenzgleichungssystem später leichter lösen zu können, wird die Modellökonomie zunächst auf die Kontrollvariablen Familienkonsum ( $c_t^f$ ) und Beschäftigung ( $N_t$ ), die Zustandsvariable Kapital ( $k_t$ ), die Co-Zustandsvariable Reallohn ( $w_t$ ) und die exogene Variable  $A_t$  reduziert. Alle anderen makroökonomischen Variablen können dann in Abhängigkeit der Modelllösung berechnet werden. Nach einigen Umformungen und abgeschlossener Linearisierung ergeben sich zunächst folgende loglineare Differenzgleichungen<sup>58</sup>

<sup>57</sup> Für eine ausführlichere Darstellung des Approximierungsverfahrens und der in diesem Zusammenhang relevanten Quellen vgl. Abschnitt 3 im ersten Kapitel.

<sup>58</sup> Aus Vereinfachungsgründen wird zunächst die Effizienzbedingung der repräsentativen Familie in ihrer ursprünglichen Form linearisiert. Anschließend werden die beiden linearisierten Versionen der Gleichungen (42) und (43) eingesetzt.

$$\begin{aligned}
 (61) \quad w_t h &= \frac{\left(\frac{c^e}{c^u}\right) - 1}{1 - s + sN_t \left[1 - \left(\frac{c^e}{c^u}\right)\right]} c_t^f \\
 &\simeq \frac{\left[\left(\frac{c^e}{c^u}\right) - 1\right]}{1 - s} \frac{c_t^f}{wh} \hat{c}_t^f + \frac{s \left[\left(\frac{c^e}{c^u}\right) - 1\right]}{1 - s} N \hat{N}_t = \frac{1 - s \left(\frac{c^e}{c^u}\right)}{1 - s} N \hat{w}_t,
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (62) \quad w_t &= \alpha A_t k_t^{1-\alpha} (N_t h)^{\alpha-1} e^\alpha \\
 &\simeq (1-\alpha) \hat{N}_t = (1-\alpha) \hat{k}_t - \hat{w}_t + \hat{A}_t,
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 E_{t-1} \left\{ \beta \left[ \frac{N_{t+1}}{c_{t+1}^e} + \frac{1 - N_{t+1}}{c_{t+1}^u} \right] \left[ (1-\alpha) A_{t+1} k_{t+1}^{-\alpha} (N_{t+1} h e)^\alpha + (1-\delta) \right] \right. \\
 \left. - \gamma \left[ \frac{N_t}{c_t^e} + \frac{1 - N_t}{c_t^u} \right] \right\} = 0
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 &\simeq \left[ \left( 1 + \alpha + \frac{1-\delta}{\frac{\gamma}{\beta} - (1-\delta)} \right) \left( 1 - \frac{c^e}{c^u} \right) + \alpha \frac{c^e}{c^u} \right] E_{t-1} \hat{N}_{t+1} \\
 &+ \alpha \left[ \left( 1 - \frac{1}{N} \right) \frac{c^e}{c^u} - 1 \right] E_{t-1} \hat{k}_{t+1} + \left[ \left( 1 - \frac{1}{N} + \frac{1-\delta}{\frac{\gamma}{\beta} - (1-\delta)} \right) \frac{c^e}{c^u} \right] E_{t-1} \hat{c}_{t+1}^u \\
 &- \left[ 1 + \frac{1-\delta}{\frac{\gamma}{\beta} - (1-\delta)} \left( 1 - \frac{c^e}{c^u} \frac{1}{N} \right) \right] E_{t-1} \hat{c}_{t+1}^e + \left[ 1 + \left( \frac{1}{N} - 1 \right) \frac{c^e}{c^u} \right] E_{t-1} \hat{A}_{t+1} \\
 &= \left( 1 - \frac{c^e}{c^u} \right) \frac{\gamma}{\gamma - \beta(1-\delta)} E_{t-1} \hat{N}_t \\
 &+ \left( \frac{1}{N} + 1 \right) \frac{c^e}{c^u} \frac{\gamma}{\gamma - \beta(1-\delta)} E_{t-1} \hat{c}_t^u + \frac{\gamma}{\gamma - \beta(1-\delta)} E_{t-1} \hat{c}_t^e,
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (63) \quad \gamma k_{t+1} &= (1-\delta)k_t + (1-\alpha)A_t k_t^{1-\alpha} (N_t h e)^\alpha - c_t^f \\
 &\simeq \gamma \frac{k}{y} \hat{k}_{t+1} + \left[ (1-\delta) \frac{k}{y} - (1-\alpha)^2 \right] \hat{k}_t = -\frac{c^f}{y} \hat{c}_t^f + \alpha(1-\alpha) \hat{N}_t + (1-\alpha) \hat{A}_t.
 \end{aligned}$$

Anhand der dritten Gleichung wird bereits die Bedeutung des Parameters ( $c^e / c^u$ ) für die Dynamik der Effizienzlohnmodelle deutlich<sup>59</sup>.

Alle weiteren Variablen errechnen sich in Abhängigkeit der Modelllösung durch folgende linearisierte Beziehungen

$$(64) \quad c_t^e = c_t^f + w_t h - (1 - N_t) s w_t h$$

$$\simeq \hat{c}_t^e = \frac{c^f}{c^e} \hat{c}_t^f + \frac{swhN}{c^e} \hat{N}_t + \frac{wh(1-s+sN)}{c^e} \hat{w}_t,$$

$$(65) \quad c_t^u = c_t^f + N_t s w_t h$$

$$\simeq \hat{c}_t^u = \frac{c^f}{c^u} \hat{c}_t^f + \frac{swhN}{c^u} \hat{N}_t + \frac{swhN}{c^u} \hat{w}_t,$$

$$(66) \quad R_t = (1 - \alpha) A_t k_t^{1-\alpha} (N_t h e)^\alpha$$

$$\simeq \hat{R}_t = \alpha \hat{N}_t - \alpha \hat{k}_t + \hat{A}_t,$$

$$(67) \quad y_t = A_t (N_t h e)^\alpha k_t^{1-\alpha} \simeq \hat{y}_t = \alpha \hat{N}_t + (1 - \alpha) \hat{k}_t + \hat{A}_t,$$

$$(68) \quad i_t = R_t k_t - c_t^f \simeq \hat{i}_t = -\frac{c^f}{i} \hat{c}_t^f + \alpha(1 - \alpha) \frac{y}{i} \hat{N}_t + (1 - \alpha)^2 \frac{y}{i} \hat{k}_t + (1 - \alpha) \frac{y}{i} \hat{A}_t,$$

$$(69) \quad c_t = c_t^f + N_t w_t h \simeq \hat{c}_t = \frac{c^f}{c} \hat{c}_t^f + \frac{whN}{c} \hat{N}_t + \frac{whN}{c} \hat{w}_t,$$

Durch Substitution der linearisierten Gleichungen für die individuellen Konsumwerte lässt sich die Anzahl der Variablen in der linearisierten Effizienzbedingung der repräsentativen Familie reduzieren<sup>60</sup>

$$\left[ \left( \left( 1 + \alpha + \frac{1 - \delta}{\beta} \right) \left( 1 - \frac{c^e}{c^u} \right) + \alpha \frac{c^e}{c^u} \right) E_{t-1} \hat{N}_{t+1} \right]$$

<sup>59</sup> Dies wird auch bei der Analyse des erweiterten linearisierten Effizienzlohnmodells (Abschnitt 4.1.3 im dritten Kapitel) und wegen der zumindest in Bezug auf bestimmte *stylized facts* unterschiedlichen konjunkturellen Eigenschaften der verschiedenen Versionen des Effizienzlohnmodells (Abschnitt 2.3 und 3.4) deutlich.



$$\begin{aligned}
 & +\alpha \left[ \left( 1 - \frac{1}{N} \right) \frac{c^e}{c^u} - 1 \right] E_{t-1} \hat{k}_{t+1} + \left[ \left( 1 - \frac{1}{N} + \frac{1-\delta}{\frac{\gamma}{\beta} - (1-\delta)} \right) \frac{c^e}{c^u} \right] E_{t-1} \hat{c}_{t+1}^u \\
 & - \left[ 1 + \frac{1-\delta}{\frac{\gamma}{\beta} - (1-\delta)} \left( 1 - \frac{c^e}{c^u} \frac{1}{N} \right) \right] E_{t-1} \hat{c}_{t+1}^e + \left[ 1 + \left( \frac{1}{N} - 1 \right) \frac{c^e}{c^u} \right] E_{t-1} \hat{A}_{t+1} \\
 & = \left( 1 - \frac{c^e}{c^u} \right) \frac{\gamma}{\gamma - \beta(1-\delta)} E_{t-1} \hat{N}_t
 \end{aligned}$$

60

$$\begin{aligned}
 \Theta_1 &= \alpha \left[ \left( 1 - \frac{1}{N} \right) \frac{c^e}{c^u} - 1 \right], \\
 \Theta_2 &= \left\{ \left[ \left( 1 - \frac{1}{N} + \frac{1-\delta}{\frac{\gamma}{\beta} - (1-\delta)} \right) \frac{c^e}{c^u} \right] \frac{swhN}{c^u} - \left[ 1 + \frac{1-\delta}{\frac{\gamma}{\beta} - (1-\delta)} \left( 1 - \frac{c^e}{c^u} \frac{1}{N} \right) \right] \frac{wh(1-s+sN)}{c^e} \right\}, \\
 \Theta_3 &= - \left\{ \left( \frac{1}{N} + 1 \right) \frac{c^e}{c^u} \frac{\gamma}{\gamma - \beta(1-\delta)} \frac{swhN}{c^u} + \frac{\gamma}{\gamma - \beta(1-\delta)} \frac{wh(1-s+sN)}{c^e} \right\}, \\
 \Theta_4 &= \left\{ \left[ 1 + \frac{1-\delta}{\frac{\gamma}{\beta} - (1-\delta)} \left( 1 - \frac{c^e}{c^u} \frac{1}{N} \right) \right] \frac{c^f}{c^e} - \left[ \left( 1 - \frac{1}{N} + \frac{1-\delta}{\frac{\gamma}{\beta} - (1-\delta)} \right) \frac{c^e}{c^u} \right] \frac{c^f}{c^u} \right\}, \\
 \Theta_5 &= \left\{ \left[ 1 + \alpha + \frac{1-\delta}{\frac{\gamma}{\beta} - (1-\delta)} \right] \left( \frac{c^e}{c^u} - 1 \right) - \alpha \frac{c^e}{c^u} - \left[ \left( 1 - \frac{1}{N} + \frac{1-\delta}{\frac{\gamma}{\beta} - (1-\delta)} \right) \frac{c^e}{c^u} \right] \frac{swhN}{c^u} \right. \\
 & \left. + \left[ 1 + \frac{1-\delta}{\frac{\gamma}{\beta} - (1-\delta)} \left( 1 - \frac{c^e}{c^u} \frac{1}{N} \right) \right] \frac{swhN}{c^e} \right\}, \\
 \Theta_6 &= \left\{ \left( \frac{1}{N} + 1 \right) \frac{c^e}{c^u} \frac{\gamma}{\gamma - \beta(1-\delta)} \frac{c^f}{c^u} + \frac{\gamma}{\gamma - \beta(1-\delta)} \frac{c^f}{c^e} \right\}, \\
 \Theta_7 &= \left\{ \left( 1 - \frac{c^e}{c^u} \right) \frac{\gamma}{\gamma - \beta(1-\delta)} + \left[ \left( \frac{1}{N} + 1 \right) \frac{c^e}{c^u} \frac{\gamma}{\gamma - \beta(1-\delta)} \right] \frac{swhN}{c^u} + \frac{\gamma}{\gamma - \beta(1-\delta)} \frac{swhN}{c^e} \right\}, \\
 \Theta_8 &= \left[ \frac{c^e}{c^u} \left( 1 - \frac{1}{N} \right) - 1 \right].
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 & + \left( \frac{1}{N} + 1 \right) \frac{c^e}{c^u} \frac{\gamma}{\gamma - \beta(1 - \delta)} E_{t-1} \hat{c}_t^u + \frac{\gamma}{\gamma - \beta(1 - \delta)} E_{t-1} \hat{c}_t^e \\
 & \Leftrightarrow \Theta_1 E_{t-1} \hat{k}_{t+1} + \Theta_2 E_{t-1} \hat{w}_{t+1} + \Theta_3 E_{t-1} \hat{w}_t \\
 & = \Theta_4 E_{t-1} \hat{c}_{t+1}^f + \Theta_5 E_{t-1} \hat{N}_{t+1} + \Theta_6 E_{t-1} \hat{c}_t^f + \Theta_7 E_{t-1} \hat{N}_t + \Theta_8 E_{t-1} \hat{A}_{t+1}.
 \end{aligned}$$

Im nächsten Schritt ist die in der Effizienzlohnökonomie vorherrschende Informationsasymmetrie zu berücksichtigen. Im Gegensatz zu den Firmen haben die repräsentativen Familien der Modellökonomie keine Möglichkeit, den Technologieschock der aktuellen Periode zu beobachten, bevor sie ihre Informationsentscheidung treffen müssen. Das bedeutet, in Bezug auf die näherungsweise prozentualen Abweichungen der Variablen Reallohn und Beschäftigung bilden die Familien nicht den mathematischen Erwartungswert, sondern müssen sich bezüglich dieser Variablen mit schlechteren Informationen begnügen. Die Effizienzbedingungen der Firmen (Gleichung (61) und (61)) können von den Familien in ihrer Entscheidung nur in veränderter Form berücksichtigt werden. Hierdurch lässt sich die *forward looking*-Variable  $N_{t+1}$  in obiger Gleichung eliminieren

$$\begin{aligned}
 (70) \quad E_{t-1} \hat{N}_t &= \frac{1}{(1 - \alpha)} \rho^A \hat{A}_{t-1} + E_{t-1} \hat{k}_t - \frac{1}{(1 - \alpha)} E_{t-1} \hat{w}_t \\
 \Leftrightarrow E_t \hat{N}_{t+1} &= \frac{1}{(1 - \alpha)} \rho^A \hat{A}_t + \hat{k}_{t+1} - \frac{1}{(1 - \alpha)} \hat{w}_{t+1}, \\
 E_{t-1} \hat{c}_t^f &= \frac{1 - s \left( \frac{c^e}{c^u} \right)}{\left( \frac{c^e}{c^u} \right) - 1} \frac{whN}{c^f} E_{t-1} \hat{w}_t - \frac{swhN}{c^f} E_{t-1} \hat{N}_t \\
 \Leftrightarrow E \hat{c}_{t+1}^f &= \left( \frac{1 - s \left( \frac{c^e}{c^u} \right)}{\left( \frac{c^e}{c^u} \right) - 1} + \frac{s}{(1 - \alpha)} \right) \frac{whN}{c^f} E_t \hat{w}_{t+1} \\
 &\quad - \frac{swhN}{c^f} E_t \hat{k}_{t+1} - \frac{swhN}{c^f} \frac{\rho^A}{(1 - \alpha)} \hat{A}_t,
 \end{aligned}$$

so dass letztendlich folgende Gleichung das Kalkül der repräsentativen Familien in linearisierter Form beschreibt

$$\begin{aligned}
 (71) \quad & \Theta_1 E_{t-1} \hat{k}_{t+1} + \Theta_2 E_{t-1} \hat{w}_{t+1} + \Theta_3 E_{t-1} \hat{w}_t \\
 & = \Theta_4 E_{t-1} \hat{c}_{t+1}^f + \Theta_5 E_{t-1} \hat{N}_{t+1} + \Theta_6 E_{t-1} \hat{c}_t^f + \Theta_7 E_{t-1} \hat{N}_t + \Theta_8 E_{t-1} \hat{A}_{t+1} \\
 & \Leftrightarrow \left[ \Theta_1 + \Theta_4 \frac{sw hN}{c^f} - \Theta_5 \right] E_t \hat{k}_{t+1} \\
 & + \left[ \Theta_2 - \Theta_4 \left( \frac{1 - s \left( \frac{c^e}{c^u} \right)}{\left( \frac{c^e}{c^u} \right) - 1} + \frac{s}{(1-\alpha)} \right) \frac{whN}{c^f} + \frac{1}{(1-\alpha)} \Theta_5 \right] E_t \hat{w}_{t+1} \\
 & + \left[ \Theta_3 - \Theta_6 \frac{1 - s \left( \frac{c}{c^u} \right)}{\left( \frac{c^e}{c^u} \right) - 1} \frac{whN}{c^f} \right] \hat{w}_t \\
 & = \left( \Theta_7 - \Theta_6 \frac{sw hN}{c^f} \right) \hat{N}_t + \Theta_8 E_t \hat{A}_{t+1} + \left[ \frac{\rho^A}{(1-\alpha)} \left( \Theta_5 - \Theta_4 \frac{sw hN}{c^f} \right) \right] \hat{A}_t.
 \end{aligned}$$

Nach abgeschlossener Linearisierung lässt sich zunächst das aus den Gleichungen (61) bis (63) und (71) bestehende Differenzgleichungssystem mit der bereits erläuterten Methodik lösen. Der Vektor der näherungsweisen Abweichungen der Zustandsvariablen von ihrem *steady state*-Wert ( $\hat{s}_t$ ) enthält wie im RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit die näherungsweise prozentuale Abweichung des Kapitalstocks sowie des Reallohns vom *steady state*-Wert, also  $\hat{s}_t = (k_t, \hat{w}_t)'$ . Dieser Vektor wird bei Anwendung des Lösungsalgorithmus in die Teilvektoren  $\hat{s}_{1t} = (\hat{k}_t)$  und  $\hat{s}_{2t} = (\hat{w}_t)$  zerlegt. Entscheidungsvariablen des Effizienzlohnmodells sind die näherungsweisen Abweichungen des Familienkonsums und der Beschäftigung von ihren *steady state*-Werten, so dass der Vektor ( $\hat{u}_t$ ) die Gestalt  $\hat{u}_t = (\hat{c}_t^f, N_t)'$  annimmt. Einzige exogene Variable ist weiterhin der stochastische Prozess der totalen Faktorproduktivität, so dass gilt:  $\hat{c}_t = (A_t)$ . Unter Verwendung dieser Definitionen lassen sich die Euler-Gleichungen für  $\hat{u}_t$  (Gleichungen (61) und (62)) bzw. die Euler-Gleichungen für  $\hat{s}_t$  (Gleichungen (71) und (63)) unter Verwendung von Matrizen gemäß Gleichung (1) und (2) zusammenfassen. Die genaue Gestalt der bereits allgemein definierten „*M*-Matrizen“ lässt sich unmittelbar aus den linearisierten Effizienzbedingungen des Effizienzlohnmodells ableiten

$$M_{cc} = \begin{pmatrix} \left[ \left( \frac{c^e}{c^u} \right) - 1 \right] \frac{c^f}{wh} & s \left[ \left( \frac{c^e}{c^u} \right) - 1 \right] N \\ 0 & (1 - \alpha) \end{pmatrix},$$

$$M_{cs} = \begin{pmatrix} 0 & \frac{1 - s \left( \frac{c^e}{c^u} \right)}{1 - s} N \\ (1 - \alpha) & -1 \end{pmatrix},$$

$$M_{ce} = \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \end{pmatrix},$$

$$M_{ss}^0 = \begin{pmatrix} \Theta_1 + \Theta_4 \frac{sw h N}{c^f} - \Theta_5 & \Theta_2 - \Theta_4 \left( \frac{1 - s \left( \frac{c^e}{c^u} \right)}{\left( \frac{c^e}{c^u} \right) - 1} + \frac{s}{(1 - \alpha)} \right) \frac{wh N}{c^f} + \frac{1}{(1 - \alpha)} \Theta_5 \\ \gamma \frac{k}{y} & 0 \end{pmatrix},$$

$$M_{ss}^1 = \begin{pmatrix} 0 & \Theta_3 - \Theta_6 \frac{1 - s \left( \frac{c^e}{c^u} \right)}{\left( \frac{c^e}{c^u} \right) - 1} \frac{wh N}{c^f} \\ \left[ (1 - \delta) \frac{k}{y} - (1 - \alpha)^2 \right] & 0 \end{pmatrix},$$

$$M_{sc}^0 = \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix},$$

$$M_{sc}^1 = \begin{pmatrix} 0 & \Theta_7 - \Theta_6 \frac{sw h N}{c^f} \\ -\frac{c^f}{y} & \alpha(1 - \alpha) \end{pmatrix},$$

$$M_{se}^0 = \begin{pmatrix} \Theta_8 \\ 0 \end{pmatrix},$$

$$M_{se}^1 = \begin{pmatrix} \frac{\rho^A}{(1-\alpha)} \left( \Theta_5 - \Theta_4 \frac{swhN}{c^f} \right) \\ (1-\alpha) \end{pmatrix}.$$

Somit lassen sich für die zukünftige Zustandvariable ( $\hat{k}_{t+1}$ ), die Co-Zustandvariable ( $\hat{w}_t$ ) und Entscheidungsvariablen ( $\hat{u}_t$ ) des Effizienzlohnmodells Lösungen in Abhängigkeit der Zustandsvariablen  $k_t$  und der exogenen Variable  $\hat{A}_t$  ermitteln. Mit Hilfe dieser Lösung können anschließend Lösungen für die näherungsweise prozentualen Abweichungen der anderen makroökonomischen Größen  $f_t = (\hat{c}_t^e \ \hat{c}_t^u \ \hat{R}_t \ \hat{y}_t \ \hat{i}_t \ \hat{c}_t)$  in Abhängigkeit von  $\hat{u}_t$ ,  $\hat{s}_{1t}$  und  $\hat{e}_t$  berechnet werden. Die Koeffizientenmatrizen  $F_u$ ,  $F_{s1}$ ,  $F_{s2}$  und  $F_e$  lassen sich mit Hilfe der Gleichungen (64) bis (69) leicht als

$$F_u = \begin{pmatrix} \frac{c^f}{c^e} & \frac{swhN}{c^e} \\ \frac{c^f}{c^u} & \frac{swhN}{c^u} \\ 0 & \alpha \\ 0 & \alpha \\ \frac{-c^f}{i} & \alpha(1-\alpha)\frac{y}{i} \\ \frac{-c^f}{c} & \frac{whN}{c} \end{pmatrix},$$

$$F_{s1} = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ -\alpha \\ 1-\alpha \\ (1-\alpha)^2 \frac{y}{i} \\ 0 \end{pmatrix}, F_{s2} = \begin{pmatrix} \frac{wh(1-s+sN)}{c^e} \\ \frac{swhN}{c^u} \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ \frac{whN}{c} \end{pmatrix},$$

und

$$F_e = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 1 \\ 1 \\ (1-\alpha)^2 \frac{y}{i} \\ 0 \end{pmatrix}$$

definieren. Somit ist es also möglich, das Effizienzlohnmodell zumindest näherungsweise für alle Modellvariablen zu lösen. Die Lösung des Modell und die *stylized facts* der Modellökonomie hängen ausschließlich von den tiefen Parametern des Modells ab. Um diese zu bestimmen, müssen im nächsten Schritt Werte für die Parameter des Modells bestimmt werden.

### 3.3 Kalibrierung

Genau wie das RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit wird das Effizienzlohnmodell anhand einiger langfristiger Durchschnittswerte des verwendeten Datensatzes oder anhand mikroökonomischer Schätzungen kalibriert. Zunächst lässt sich aus der *steady state*-Lösung ableiten, dass bei gleicher exogen

Tabelle 10

**Konsum der privaten Haushalte unterteilt nach Bildungsniveaus**

2003; in € pro Monat

Jahr	Level A	Level B	Level C	Level D	Level E
2003	1 359	1 034	2 011	2 533	2 729

Quelle: Statistisches Bundesamt (2004: 66) und eigene Berechnungen.

vorgegebener Wachstumsrate ( $\gamma$ ) der Abschreibungssatz ( $\delta$ ) demjenigen des RBC-Modells mit unteilbarer Arbeitszeit entspricht. Der Anteil des Einkommens aus unselbstständiger Arbeit am Gesamteinkommen ( $\alpha$ ), der Diskontierungsfaktor ( $\beta$ ), die tariflich fixierten Vollzeitarbeitsstunden ( $h$ ) und das Zeitbudget der Individuen ( $T$ ) sind ebenfalls unabhängig von der konkreten Ausgestaltung des Modells, so dass auch diese Parameterwerte den zuvor verwendeten Werten entsprechen.

Auf der anderen Seite enthält das *shirking*-Modell bisher noch nicht verwendete und leider auch unbeobachtbare Größen. Dies betrifft in erster Linie den Konsum eines normalen Arbeitnehmers im Verhältnis zum Konsum eines Arbeitslosen bzw. eines erkannten „Drückebergers“. Zur Ermittlung dieses Quotienten sind grundsätzlich zwei Wege möglich. Zum einen kann versucht werden, den Effekt von Arbeitslosigkeit auf die Höhe des Konsums mit Hilfe mikroökonomischer Untersuchungen direkt zu schätzen. Zum anderen sollte es theoretisch möglich sein, dieses Verhältnis als Durchschnittsgröße mit Hilfe detaillierter Zeitreihen zu determinieren.

Geht man letztgenannten Weg, bietet sich die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) an. Die EVS ist eine repräsentative statistische Erhebung für Deutschland. In ihr findet man z.B. den Konsum von Haushalten eingeteilt nach sozialer Stellung des Haushaltsvorstandes. Der Quotient aus dem durchschnittlichen Konsum aller sozialen Gruppen und dem durchschnittlichen Konsum der Haushalte, dessen Vorstand arbeitslos ist, beträgt gemäß EVS 2003 etwa 1,5 (Statistisches Bundesamt 2004: 62). Diese Vorgehensweise widerspricht aber dem repräsentativen Agenten-Rahmen der hier analysierten Modelle. Denn eine gute Ausbildung reduziert die Wahrscheinlichkeit, arbeitslos zu werden (OECD 1989: 58). Aus diesem Grund ist der Anteil der gering qualifizierten und somit auch wenig verdienenden und konsumierenden Familien in der Gruppe der Familien mit einem arbeitslosen Familienvorstand höher als in der gesamten Stichprobe. Letztendlich würde eine solche Vorgehensweise also zu einem nach oben verzerrten Wert für das gesuchte Verhältnis führen.

Glücklicherweise enthält die EVS auch Informationen über die Höhe des Konsums in Abhängigkeit vom formalen Bildungsstand des Haushaltsvorstandes (Tabelle 10). Level A bezeichnet Haushalte, deren Vorstand nur ein sehr geringes Bildungsniveau aufweist, während die Haushaltsvorstände von

Tabelle 11

**Verteilung der Arbeitslosen auf die verschiedenen Bildungsniveaus**

1978 und 1987; Anteil in %

Jahr	Level A	Level B	Level C	Level D	Level E
1978	43,3	6,0	47,0	1,4	2,3
1987	42,8	4,9	49,0	1,2	2,2

Quelle: OECD (1989: 69).

Haushalten, welche in Level E einzuordnen sind, ein Universitätsstudium abgeschlossen haben. Weiterhin lässt sich mit Hilfe der Arbeitslosenquote, differenziert nach Bildungsstand und Anteil verschiedener Ausbildungsniveaus am Beschäftigtenpotenzial, der Anteil der verschiedenen Bildungsniveaus innerhalb der Gruppe der Arbeitslosen berechnen. Tabelle 11 enthält Berechnungen der OECD für die Jahre 1978 und 1987. Mit Hilfe dieser Informationen lässt sich ein unverzerrter Wert für das gesuchte Verhältnis ( $c^e / c^u$ ) berechnen

$$(72) \quad \frac{c^e}{c^u} = \frac{\sum_{j=A}^E \left( \frac{\hat{U}_{j,t}}{\sum_{i=A}^E \hat{U}_{i,t}} c_j \right)}{c^u}.$$

Der erste Teil der Summe im Zähler leitet sich aus Tabelle 11 ab. Der zweite Teil des Zählers und der Nenner finden sich in Tabelle 10 bzw. in der EVS<sup>61</sup>. Bildet man den Durchschnitt aus den Werten für 1978 und 1987, ergibt sich ein Verhältnis von etwa 1,20.

Zunächst erscheint die obige Vorgehensweise ökonometrisch fragwürdig. Zum einen handelt es sich um eine Punktschätzung mit Hilfe nur einer bzw. zweier Beobachtungen. Zum anderen stimmt die vom Statistischen Bundesamt vorgenommene Klassifizierung der Bildungsniveaus nicht genau mit der Vorgehensweise der OECD überein. Außerdem werden Daten verschiedener Zeitpunkte miteinander kombiniert, da die EVS leider erst ab 2003 makroökonomische Variablen differenziert nach Bildungsstand des Haushaltsvorstandes enthält. Die Kombination der verschiedenen Zeitpunkte ist aber nur dann problematisch, wenn sich der Konsum von Haushalten mit verschiedenem Bildungshintergrund stark unterschiedlich entwickelt hat und/oder sich die Anteile der Bildungsniveaus in der Gruppe der Arbeitslosen sehr stark verändert haben. Beides scheint nicht sehr wahrscheinlich, auch wenn die benutzten Daten zumindest über Ersteres keinerlei Aufschluss geben.

Wegen der schwachen empirischen Fundierung erscheint es trotzdem sinnvoll, das Verhältnis aus dem Konsum eines normal arbeitenden Arbeitneh-

<sup>61</sup> Statistisches Bundesamt (2004: 62). Für eine detaillierte Beschreibung der Berechnung der Größen  $\hat{U}_{i,t}$ , vgl. OECD (1989: 69, 86–93).



mers und eines Arbeitslosen auch unter Nutzung der Ergebnisse direkter ökonomischer Schätzungen festzulegen. Ein nutzbares Ergebnis findet man in einer relativ aktuellen Studie, die die Frage untersucht, ob Arbeitslosigkeit in nord- und zentraleuropäischen Ländern für die betroffenen Personen einen schmerzhafteren Konsumverzicht zur Folge hat als in Ländern des Mittelmeerraums. Ein mit Hilfe der OLS-Methode geschätztes Ergebnis ist, dass deutsche Arbeitnehmer pro Monat zusätzlicher Arbeitslosigkeit auf etwa 1,5% ihres jährlichen Konsums verzichten müssen (Bentolila, Ichino 2000: 28.). Da im Effizienzlohnmodell Individuen immer die komplette Periode ohne einen Job auskommen müssen, beträgt das gesuchte Verhältnis demzufolge etwa 1,22.

Insgesamt erscheint ein Wert von etwa 1,2 für den Parameter ( $c^e / c^u$ ) trotz der dürftigen statistischen Fundierung aus mehreren Gründen relativ robust: Zum einen führen die Analyse detaillierter Zeitreihen und die Übernahme eines mikroökonomischen Ergebnisses aus einer anderen Studie zu einem fast gleichen Wert. Zum anderen liegt der errechnete Wert leicht unterhalb des für die USA ermittelten Wertes<sup>62</sup>. Wegen der generöseren Arbeitslosenunterstützung in Deutschland erscheint dies ebenfalls plausibel (OECD 1999a: 33–39). Aufgrund der verbleibenden Unsicherheit werden aber insgesamt drei Versionen (a), b), c)) des Effizienzlohnmodells evaluiert.

Ein weiterer im *shirking*-Modell festzulegender Parameter ist der Anteil des garantierten Reallohns ( $s$ ), der auch identifizierten „Drückebergern“ ausbezahlt wird. In einer aktuellen Untersuchung wird u.a. auch der Anteil erfolgsabhängiger Vergütung in Westdeutschland für den Zeitraum von 1991 bis 2000 ermittelt. Der Mittelwert dieser Zeitreihe beträgt 0,93 (Pannenberg, Spiess 2005: 31). Dieser Wert erscheint vor dem Hintergrund des für die USA verwendeten Wertes sehr hoch<sup>63</sup>. Nach Kalibrierung der anderen Parameter ist es letztendlich aber gar nicht mehr möglich bzw. nötig, den Parameter  $s$  frei zu determinieren. Denn eine Umformung von Gleichung (53) macht deutlich, dass nur ein Wert des Anteils des garantierten Reallohns existiert, der dafür sorgt, dass die Beschäftigtenquote im *steady state* dem korrespondierenden Datenwert entspricht

$$(73) \quad s = \frac{\alpha \left[ \frac{\gamma}{\beta} - (1 - \delta) \right] - N \left[ \left( \frac{c^e}{c^u} \right) - 1 \right] \left( \frac{\gamma}{\beta} - \gamma \right) (1 - \alpha)}{\alpha + \alpha N \left[ \left( \frac{c^e}{c^u} \right) - 1 \right] \left[ \frac{\gamma}{\beta} - (1 - \delta) \right]}$$

<sup>62</sup> Der für die USA kalibrierte Wert beträgt 1,29. Vgl. Alexopoulos (2004: 285).

<sup>63</sup> Der von der Entwicklerin des Modells verwendete Wert beträgt 0,85. Vgl. Alexopoulos (2003: 738–743).

Tabelle 12

**Parameterwerte der Modelle**

Parameter	<i>indivisible labor</i> -Modell	Effizienzlohnmodell		
		a)	b)	c)
Produktionsfunktion				
$\alpha$	0,72	0,72	0,72	0,72
$\gamma$	1,022 <sup>0,25</sup>	1,022 <sup>0,25</sup>	1,022 <sup>0,25</sup>	1,022 <sup>0,25</sup>
Präferenzen				
$\beta$	0,99	0,99	0,99	0,99
$\frac{d}{\theta}$	–	0,1153	0,0678	0,0556
$\theta$	–0,1336	–	–	–
$T$	1369	1369	1369	1369
Arbeitsmarktinstitutionen				
$\frac{c^e}{c^u}$	–	1,15	1,20	1,25
$s$	–	0,8637	0,8255	0,7902
$h$	1	1	1	1
$\zeta$	–	16	16	16
Kapitalakkumulation				
$\delta$	0,0236	0,0236	0,0236	0,0236
Exogene Schocks				
$\rho^A$	0,932	0,932	0,932	0,932
$\sigma_A$	0,0050	0,004	0,0035	0,0028

Eigene Berechnungen.

Die zur Erbringung einer positiven Arbeitsanstrengung erforderliche Rüstzeit ( $\zeta$ ) wird auf 16 festgelegt. Dieser Wert steht für weniger als zehn Minuten am Tag und entspricht demjenigen des Modells für die USA (Alexopoulos 2004: 285). Schließlich, nachdem der Parametervektor ( $\alpha \beta \delta \gamma c^e / c^u s \zeta$ ) vollständig definiert wurde, kann Gleichung (48) numerisch gelöst werden, um den noch freien Parameter ( $d / \theta$ ) eindeutig zu bestimmen.

Im letzten Schritt müssen die Parameter des exogenen Prozesses der totalen Faktorproduktivität kalibriert werden<sup>64</sup>. Da die Arbeitsanstrengung im Gleichgewicht konstant ist, kann das Solow-Residuum genau wie im RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit<sup>65</sup> mit Hilfe von

$$\log SR_t = \log Y_t - \alpha \log N_t - (1 - \alpha) \log K_t$$

<sup>64</sup> Vgl. hierzu King, Rebelo (1999: 950–953) und die Kalibrierung des *indivisible labor*-Modells in Abschnitt 2.2.

<sup>65</sup> Eine variable Arbeitsanstrengung und damit auch eine abweichende Messung des Solow-Residuums ergibt sich beispielsweise im Rahmen eines *labor hoarding*-Modells. Vgl. Eichenbaum (1991: 615–624); Burnside et al. (1993).

ermittelt werden. Nach Isolation der stationären stochastischen Komponente des Solow-Residuums kann die folgende Gleichung mit Hilfe der OLS-Methode geschätzt werden, um den Persistenzparameter  $\rho^A$  zu ermitteln

$$(74) \quad \log A_t = \rho^A \log A_{t-1} + \varepsilon_t^A,$$

wobei  $\varepsilon_t^A \sim N(0, \sigma^A)$ . Die Standardabweichung des Störterms wird wiederum nicht obiger Schätzung entnommen. Wie im *indivisible labor*-Modell wird dieser Parameter so gewählt, dass die Varianz des Outputs der Modellökonomie derjenigen des verwendeten Datensatzes entspricht<sup>66</sup>.

Tabelle 12 fasst die Ergebnisse der Kalibrierung sowohl des RBC-Modells mit unteilbarer Arbeitszeit als auch des Effizienzlohnmodells zusammen. Es wird deutlich, dass die Berücksichtigung unvollständiger Verträge zwischen Arbeitnehmern und Arbeitgebern die Verwundbarkeit der Modellökonomie im Hinblick auf Technologieschocks tendenziell vergrößert. Dies äußert sich darin, dass die Varianz der *white noise*-Größe innerhalb des AR(1)-Prozesses der totalen Faktorproduktivität in allen Versionen des *shirking*-Modells geringer ist als im *indivisible labor*-Modell. Weiterhin haben Technologieschocks einen umso größeren Effekt, je höher der Konsum eines normalen Arbeitnehmers im Verhältnis zum Konsum eines „erwischten Drückebergers“ oder eines Arbeitslosen ist. Um bei einem größeren Parameterwert ( $c^e / c^u$ ) eine gleichbleibende Beschäftigtenquote im *steady state* sicherzustellen, muss außerdem der garantierte Anteil des vertraglich vereinbarten Reallohns sinken.

### 3.4 Evaluation

In diesem Teil der Arbeit werden die Simulationsergebnisse des Effizienzlohnmodells präsentiert und mit den entsprechenden Verhältnissen und Momenten der deutschen Volkswirtschaft verglichen. Um Unterschiede und Verbesserungen zum Standard-RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit besser herausarbeiten zu können, werden die Ergebnisse des *indivisible labor*-Modells nochmals mit ausgewiesen.

Tabelle 13 enthält neben den bereits in Tabelle 7 enthaltenen Werten zusätzlich die Verhältnisse bestimmter Variablen des Effizienzlohnmodells im *steady state*. Genau wie das RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit haben die drei Versionen des *shirking*-Modells keine Probleme, die meisten langfristigen durchschnittlichen Verhältnisse der makroökonomischen Variablen im Rahmen der *steady state*-Lösung zu reproduzieren. Wie das *indivisible labor*-

<sup>66</sup> Zur Diskussion der Vor- und Nachteile dieser Vorgehensweise vgl. auch Abschnitt 2.2. Der gemäß dem Quartalsdatensatz geschätzte Wert der Standardabweichung des Störterms ist so groß ( $\sigma^A = 0,0077$ ), dass bei entsprechender Kalibrierung die Schwankungen des Outputs in allen Modellen größer wären als die gemessenen Outputschwankungen in Deutschland. Anhand der bisherigen Analyse lässt sich somit zumindest auf eine relativ große Bedeutung von Technologieschocks schließen.

Tabelle 13

**Steady state-Eigenschaften des Effizienzlohnmodells**

	Deutschland	<i>indivisible labor-Modell</i> <sup>1</sup>	Effizienzlohnmodell <sup>2</sup>		
			a)	b)	c)
Privater Konsum / Output	0,5698	0,7924	0,7925	0,7925	0,7925
Kapital / Output	7,7498	7,1326	7,1408	7,1408	0,1408
Investitionen / Output	0,2256	0,2076	0,2075	0,2075	0,2075
Investitionen / Kapital	0,0291	0,0291	0,0291	0,0291	0,0291
Beschäftigtenquote	0,9420	0,9420	0,9420	0,9420	0,9420

<sup>1</sup>Quelle: Statistisches Bundesamt, OECD und eigene Berechnungen.

Modell ist das Effizienzlohnmodell jeweils so kalibriert, dass die Beschäftigtenquote und das Verhältnis von Investitionen und Kapitalstock genau den entsprechenden Datenwerten entsprechen. Weiterhin unterscheiden sich der Quotient aus Kapitalstock bzw. Investitionen und Output nur unwesentlich von den entsprechenden Langfrist-Verhältnissen der deutschen Volkswirtschaft. Eine Ausnahme bildet wiederum das Verhältnis von Konsum und Output. Auch die Effizienzlohnmodelle weisen *steady state*-Verhältnisse auf, welche das durchschnittliche Verhältnis in den Daten deutlich überschreiten. Wie bereits im Rahmen der Evaluation des *indivisible labor*-Modells erwähnt, könnte dies an der verwendeten Zeitreihe liegen. Während die verwendete Zeitreihe nur von Privaten getätigten Konsum umfasst, spiegelt die entsprechende Modellvariable sämtliche Konsumbedürfnisse der Individuen wider.

Ein Vergleich der relativen Standardabweichungen der Effizienzlohnmodelle mit den korrespondierenden Momenten des RBC-Modells mit unteilbarer Arbeitszeit und den entsprechenden Zeitreihen (Tabelle 14) offenbart, dass die Berücksichtigung von Effizienzlöhnen in Kombination mit einem gewissen Kündigungsschutz die Volatilität der Beschäftigung im Verhältnis zur Volatilität des Outputs substantiell erhöht. Gleichzeitig nimmt die relative Stan-

Tabelle 14

**Relative Standardabweichungen ausgewählter Variablen des Effizienzlohnmodells**

Variable (x)	Deutschland	<i>indivisible labor-Modell</i>	Effizienzlohnmodell		
			a)	b)	c)
Privater Konsum	0,89	0,31	0,33	0,30	0,26
Investitionen	2,53	3,86	4,11	4,21	4,34
Kapital	0,30	0,36	0,39	0,39	0,38
Beschäftigung	0,90	0,75	0,94	1,01	1,08
Reallöhne	0,56	0,31	0,30	0,27	0,27
Arbeitsproduktivität	0,96	0,31	0,30	0,27	0,27

Quelle: Statistisches Bundesamt, OECD und eigene Berechnungen. – Alle Variablen wurden logarithmiert und mit Hilfe des HP-Filters trendbereinigt ( $\lambda = 1600$ ).

Standardabweichung der Reallöhne im Vergleich zum *indivisible labor*-Modell sehr leicht ab.

Diese Eigenschaften des Effizienzlohnmodells sind umso ausgeprägter, je größer der Quotient aus dem Konsum eines normalen Arbeitnehmers und dem eines arbeitslosen Familienmitglieds ist. Version a) des *shirking*-Modells weist eine relative Standardabweichung der Beschäftigung auf, welche mehr oder weniger genau dem korrespondierenden Moment des Datensatzes entspricht. Wird die Modellökonomie gemäß Version b) kalibriert, ergibt sich ein Wert, der nur unwesentlich über demjenigen der deutschen Volkswirtschaft liegt. Somit ist das Effizienzlohnmodell in der Lage, die hohe relative Volatilität der Beschäftigung zu reproduzieren und den ersten Teil des *employment variability puzzle* für Deutschland vollständig zu lösen. Version c) schießt aber gewissermaßen über das Ziel hinaus. Hier schwankt die Beschäftigung sogar mehr als der Output – ein Phänomen, welches in Deutschland nicht der Realität entspricht.

Wie bereits zu Beginn der Arbeit erwähnt, ist die relative Volatilität der Reallöhne in Deutschland zumindest gemäß dem hier verwendeten Datensatz höher als in anderen industrialisierten Ländern, insbesondere den USA. Daher weisen alle Modelle eine zu geringe relative Volatilität der Reallöhne auf.

In Bezug auf die relativen Standardabweichungen anderer makroökonomischer Variablen fällt zunächst auf, dass die relative Volatilität des Kapitalstocks, wie schon im *indivisible labor*-Modell, sehr gut erklärt werden kann. Die Ergebnisse für die Variablen Konsum, Investitionen, und Arbeitsproduktivität sind allerdings eher unbefriedigend. Die relative Volatilität des Konsums und der Arbeitsproduktivität ist viel zu gering, während sich bei den Investitionen ein umgekehrtes Bild ergibt. Wie bereits bei der Evaluation des Indivisible Labor-Modells deutlich wurde, bestehen diese Probleme doch genauso, so dass sich aus diesen Ergebnissen nicht auf die Überlegenheit eines Modelltyps schließen lässt. Allerdings muss eingeräumt werden, dass sich die Differenzen zwischen Modell und Realität durch Einführung von unvollständigen Verträgen in Verbindung mit Reallohneinbußen als Sanktionierungsinstrument tendenziell leicht vergrößern<sup>67</sup>.

Tabelle 15 zeigt kontemporäre Korrelationen zwischen dem Output und den makroökonomischen Variablen. Eine Analyse dieser Momente offenbart, dass die Integration von Effizienzlöhnen gemäß dem hier verwendeten Mo-

<sup>67</sup> Die gestiegene relative Volatilität der Investitionen im Effizienzlohnmodell könnte sich auch durch den Einfluss asymmetrischer Informationen erklären. Diese rein analytisch motivierte Modifikation wirkt sich aber nicht unmittelbar auf die Arbeitsangebotsentscheidung der Individuen oder die Lohnsetzung der Firmen aus. Aus diesem Grund sollte die höhere Volatilität der Investitionen kein Argument gegen das Effizienzlohnmodell sein, natürlich vorausgesetzt, man ist in erster Linie an der Erklärung konjunktureller Muster des Arbeitsmarktes interessiert.

Tabelle 15

**Kontemporäre Korrelationen ausgewählter Variablen des Effizienzlohnmodells mit dem Output**

Variable (x)	Deutschland	<i>indivisible labor-Modell</i>	Effizienzlohnmodell		
			a)	b)	c)
Privater Konsum	0,73	0,85	0,67	0,63	0,57
Investitionen	0,86	0,99	0,97	0,98	0,98
Kapital	0,29	0,40	0,56	0,57	0,58
Beschäftigung	0,73	0,98	0,96	0,96	0,97
Reallöhne	0,31	0,85	0,35	0,12	-0,21
Arbeitsproduktivität	0,09	0,85	0,35	0,12	-0,21

Quelle: Statistisches Bundesamt, OECD und eigene Berechnungen. – Alle Variablen wurden logarithmiert und mit Hilfe des HP-Filters trendbereinigt ( $\lambda = 1\ 600$ ).

dell einen großen Schritt zur Erklärung der relativ geringen Korrelation zwischen Reallohn und Output und einen noch größeren Schritt zur Erklärung der noch niedrigeren Korrelation zwischen Arbeitsproduktivität und Output darstellt. Je nach kalibriertem Wert für den Parameter ( $c^e / c^u$ ) lässt sich ein gemäßigt prozyklischer, aber auch ein antizyklischer Verlauf des Reallohns und der Arbeitsproduktivität erklären. Die Ergebnisse zeigen außerdem, dass in der Effizienzlohnökonomie das veränderte zyklische Verhalten des Reallohns nicht durch eine Veränderung der Beziehung dieser Variablen zur Arbeitsproduktivität bewirkt wird. Vielmehr sind beide Variablen genau wie in jedem Standard-RBC-Modell weiterhin perfekt miteinander korreliert. Der entscheidende Unterschied zwischen den beiden Modellen ist das veränderte konjunkturelle Verhalten der Arbeitsproduktivität selbst.

Ein Vergleich der konkreten Momente zeigt, dass Version a) des *shirking*-Modells eine kontemporäre Korrelation zwischen Reallohn und Output aufweist, die mehr oder weniger dem entsprechenden Datenwert entspricht. Mit zunehmendem Verhältnis ( $c^e / c^u$ ) sinken die kontemporären Korrelationen zwischen Reallohn sowie Arbeitsproduktivität und Output, so dass Version b) des Effizienzlohnmodells eine Korrelation zwischen Reallohn und Output aufweist, die leicht unter der entsprechenden realen Größe liegt. In Bezug auf die Korrelation zwischen Arbeitsproduktivität und Output schneidet Version b) der Modellökonomie besser ab, da das theoretische Moment fast genau dem entsprechenden Moment der Realität entspricht. Somit ist das Effizienzlohnmodell in der Lage, auch den zweiten Teil des *employment variability puzzles* in Deutschland zu lösen. Version c) schießt abermals über das Ziel hinaus, da in der Realität weder eine negative Korrelation zwischen Reallohn noch zwischen Arbeitsproduktivität und Output gemessen werden kann.

Genau wie das *indivisible labor*-Modell weisen auch die *shirking*-Modelle kontemporäre Korrelationen zwischen den Investitionen und dem Output auf, die etwas höher sind als das korrespondierende Moment des Datensatzes.

Tabelle 16

**Kontemporäre Korrelationen ausgewählter Variablen des Effizienzlohnmodells mit der Beschäftigung**

Variable (x)	Deutschland	<i>indivisible labor</i> -Modell	Effizienzlohnmodell		
			a)	b)	c)
Output	0,73	0,98	0,96	0,96	0,97
Privater Konsum	0,60	0,71	0,42	0,40	0,35
Investitionen	0,70	1,00	1,00	1,00	1,00
Kapital	0,20	0,19	0,40	0,41	0,41
Reallöhne	0,17	0,71	0,06	-0,16	-0,44
Arbeitsproduktivität	-0,43	0,71	0,06	-0,16	-0,44

Quelle: Statistisches Bundesamt, OECD und eigene Berechnungen. – Alle Variablen wurden logarithmiert und mit Hilfe des HP-Filters trendbereinigt ( $\lambda = 1\ 600$ ).

In Bezug auf die Beziehung zwischen Konsum und Output stellen zumindest die ersten beiden Versionen der Effizienzlohnökonomie eine Verbesserung dar. Version a) der Modellökonomie ist in der Lage, die entsprechende Korrelation mehr oder weniger genau zu reproduzieren. Version c) weist allerdings schon einen deutlich zu geringen Wert auf. Ein genau entgegengesetztes Bild ergibt sich bei der Evaluation der Korrelationen zwischen Kapital und Output. Da die Werte der Effizienzlohnökonomie durchweg etwas höher ausfallen als die des *indivisible labor*-Modells, erhöht sich durch die Einführung von unvollständigen Verträgen in Bezug auf dieses Moment die Diskrepanz zwischen Modellwelt und Realität. In Bezug auf die gesamtwirtschaftliche Beschäftigung weisen alle Modelle mehr oder weniger gleiche kontemporäre Korrelationen mit dem Output auf.

Tabelle 16 fasst kontemporäre Korrelationen zwischen der Beschäftigung und den makroökonomischen Variablen zusammen. Aufgrund der perfekten Korrelation zwischen Reallöhnen und Arbeitsproduktivität ist auch die Effizienzlohnökonomie prinzipiell nicht in der Lage, die Korrelationen sowohl zwischen Arbeitsproduktivität als auch zwischen Reallöhnen und Beschäftigung simultan zu erklären. Allerdings ist festzuhalten, dass das *shirking*-Modell je nach Kalibrierung potenziell beide Werte erklären, während das RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit keinen der Momente reproduzieren kann. Version a) der Effizienzlohnökonomie bestätigt sich als sehr guter Erklärungsansatz für das konjunkturelle Verhalten der Reallöhne. Version c) kann hingegen die Beziehung zwischen Arbeitsproduktivität und Beschäftigung fast perfekt erklären. Gegen diese Version des *shirking*-Modells sprechen allerdings die bereits diskutierten Simulationsergebnisse. Insgesamt gesehen kann die Einführung unvollständiger Verträge in Verbindung mit Reallohnseinbußen als Sanktionierungsinstrument theoretisch beide Teile des *productivity puzzles* in Bezug auf die deutsche Volkswirtschaft lösen.

Genau wie das RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit schneiden die Effizienzlohnmodelle unbefriedigend in Bezug auf die Reproduktion der Korre-

Tabelle 17

**Autokorrelationen erster Ordnung ausgewählter Variablen des Effizienzlohnmodells**

Variable (x)	Deutschland	<i>indivisible labor-Modell</i>	Effizienzlohnmodell		
			a)	b)	c)
Output	0,73	0,730	0,82	0,81	0,78
Privater Konsum	0,67	0,83	0,50	0,55	0,60
Investitionen	0,67	0,69	0,74	0,72	0,69
Kapital	0,98	0,95	0,95	0,95	0,94
Beschäftigung	0,40	0,68	0,70	0,68	0,66
Reallöhne	0,68	0,83	0,22	0,18	0,20
Arbeitsproduktivität	0,11	0,83	0,22	0,18	0,20

Quelle: Statistisches Bundesamt, OECD und eigene Berechnungen. – Alle Variablen wurden logarithmiert und mit Hilfe des HP-Filters trendbereinigt ( $\lambda = 1\ 600$ ).

lationen zwischen Output sowie Investitionen und Beschäftigung ab. In allen Versionen sind die beiden Variablen mehr oder weniger perfekt mit der Beschäftigung korreliert, während die entsprechenden Momente in der Realität deutlich geringer sind. In Bezug auf die kontemporären Korrelationen zwischen Kapital und Beschäftigung schneiden die Effizienzlohnmodelle im Vergleich zum *indivisible labor*-Modell nicht ganz so gut ab. Wurde das entsprechende Moment im letztgenannten Fall noch mehr oder weniger genau reproduziert, ist der Wert der Effizienzlohnökonomie in allen Versionen substantiell höher. In Bezug auf die Korrelation zwischen Konsum und Beschäftigung lässt sich durch die Einführung von Effizienzlöhnen der Abstand zwischen dem Moment der Realität und dem des Modells ebenfalls nicht verringern. Während das theoretische Moment des *indivisible labor*-Modells gemessen an der deutschen Konjunktur zu hoch ist, sind die entsprechenden Momente der Effizienzlohnmodelle so gering, dass der Abstand zwischen Modellökonomie und Realität noch etwas größer ist. Außerdem vergrößert sich der Abstand mit einem Anstieg des Parameters  $c^e / c^u$ .

Tabelle 17 zeigt Autokorrelationen aller simulierten Variablen der verschiedenen Versionen des *shirking*-Modells und die bereits zuvor analysierten Momente der Realität und des RBC-Modells mit unteilbarer Arbeitszeit. Zunächst zeigt sich, dass das Effizienzlohnmodell genau wie das RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit unabhängig von der jeweiligen Version in der Lage ist, die Autokorrelationen in Bezug auf die Variablen Output, Konsum, Investitionen und Kapital befriedigend zu reproduzieren.

In Bezug auf die Arbeitsmarktvariablen Beschäftigung, Reallöhne und Arbeitsproduktivität ergibt sich ein differenziertes Bild. Die von allen Versionen des Effizienzlohnmodells erzeugte Autokorrelation der Beschäftigung ist im Vergleich zum Moment des verwendeten Datensatzes zu hoch. Allerdings sinkt die Autokorrelation der simulierten Beschäftigung mit einem Anstieg



des Parameters  $c^e / c^u$ , so dass Version c) des *shirking*-Modells hier die besten Ergebnisse liefert. In Bezug auf die Autokorrelation der Arbeitsproduktivität kann die Einführung unvollständiger Verträge gemäß dem hier gewählten Rahmen die Autokorrelation der Arbeitsproduktivität substanziell senken und den Erklärungsgehalt des Modells somit steigern. Gleichzeitig sinkt automatisch auch die Autokorrelation der Reallöhne. Hier übersteigt das relativ hohe reale Moment die Autokorrelation der simulierten Zeitreihen in allen Versionen des *shirking*-Modells deutlich. Da sich die Autokorrelationen der beiden Zeitreihen Reallöhne und Arbeitsproduktivität stark unterscheiden, kann keines der simulierten Modelle befriedigende Momente für beide Zeitreihen gleichzeitig erzeugen, so dass insgesamt anhand der ausgewiesenen Autokorrelationen nicht auf die Überlegenheit eines Modelltyps geschlossen werden kann.

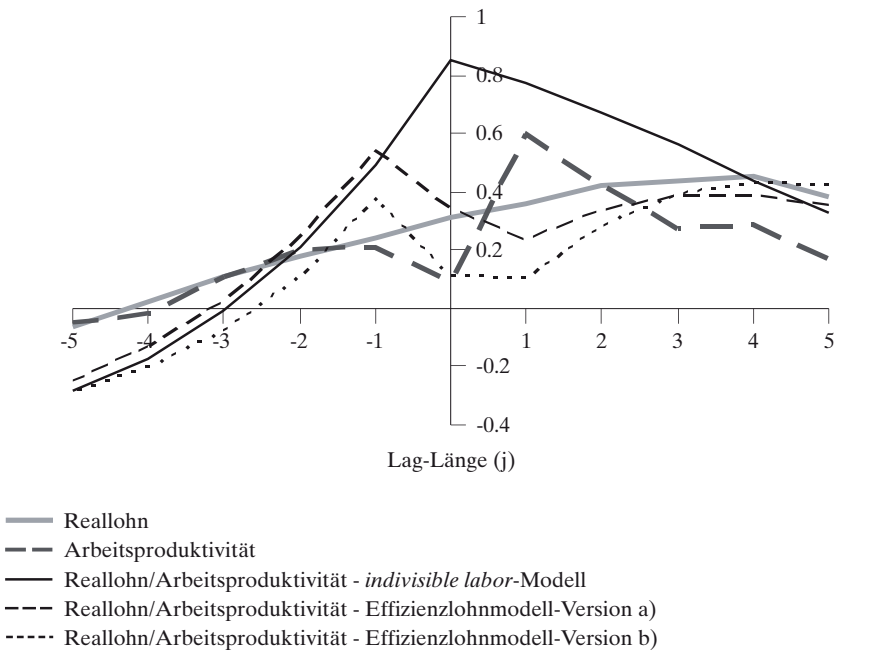
Abweichend von den meisten RBC-Studien wird auch das Effizienzlohnmodell zusätzlich zu den bereits evaluierten Momenten anhand der Fähigkeit beurteilt, nicht-kontemporäre Korrelationen zwischen Reallöhnen bzw. Arbeitsproduktivität und Output sowie zwischen Reallöhnen bzw. Arbeitsproduktivität und Beschäftigung zu erklären. Insbesondere stellt sich die Frage, ob die in der Realität zu beobachtende verzögerte Reaktion der Reallöhne infolge eines wirtschaftlichen Aufschwungs von den *shirking*-Modellen erklärt werden kann. Wie bereits erwähnt, sind auch in den Effizienzlohnmodellen Reallöhne und Arbeitsproduktivität perfekt miteinander korreliert, so dass auf einen getrennten Ausweis der entsprechenden Momente für beide Variablen verzichtet werden kann. Aufgrund der bisherigen Simulationsergebnisse und der empirischen Evidenz muss die Version c) des Effizienzlohnmodells als ein für die deutsche Wirtschaft unpassender bzw. zur Erklärung konjunktureller Phänomene des Arbeitsmarktes ungeeigneter Ansatz angesehen werden. Aus diesem Grund und zur besseren Übersichtlichkeit werden im Folgenden nur noch die Momente der anderen beiden Versionen der Modellökonomie bewertet.

Anhand von Schaubild 15 lassen sich die nicht-kontemporären Korrelationen zwischen den Reallöhnen bzw. der Arbeitsproduktivität und dem Output evaluieren. Zunächst ist auffällig, dass die Effizienzlohnmodelle sehr gut in der Lage sind, die verzögerte Reaktion der Reallöhne infolge konjunktureller Schwankungen des Outputs zu erklären. Genau wie in der Realität reagieren die Reallöhne in Version a) der Modellökonomie am stärksten drei bis vier Perioden nach einer Veränderung des Outputs. Außerdem stimmt nicht nur das zeitliche Muster der Korrelationen mit dem in der Realität überein. Zusätzlich ist auch deren absolute Höhe nur unwesentlich geringer.

Die Verzögerung in der Reaktion der Reallöhne auf einen Aufschwung ist umso ausgeprägter, je größer der Wert des Parameters  $c^e / c^u$  ist. Demzufolge

Schaubild 15

**Korrelation zwischen Reallohn sowie Arbeitsproduktivität und Output im Effizienzlohnmodell**



Eigene Berechnungen.

weist Version b) des Effizienzlohnmodells eine etwas zu geringe Korrelation zwischen Reallöhnen und Output auf, wenn eine relativ niedrige (positive) Lag-Länge betrachtet wird. Andererseits weist die Modellökonomie einen etwas zu starken Zusammenhang zwischen Reallöhnen und Output auf, wenn eine Lag-Länge von vier überschritten wird. Insgesamt erzeugt aber auch diese Version des Effizienzlohnmodells für positive Lags nicht-kontemporäre Korrelationen zwischen den Reallöhnen und dem Output, die in ihrer zeitlichen Struktur wie auch in ihrer Intensität den korrespondierenden Datenwerten recht ähnlich sind.

Betrachtet man negative Lag-Längen, d.h. den Zusammenhang zwischen aktuellem Output und den Reallöhnen eine bestimmte Anzahl von Perioden zuvor, fällt auf, dass sich die Momente der Effizienzlohnökonomie kaum von denen des *indivisible labor*-Modells unterscheiden, so dass hieraus wenig Schlüsse hinsichtlich der Überlegenheit eines Modelltyps gezogen werden können. Die Stärke der Korrelationen in den Effizienzlohnmodellen nimmt schneller ab bzw. wird stärker negativ, je größer der Parameter  $c^e / c^u$  kalibriert wird.

Demzufolge weist Version a) der Effizienzlohnökonomie eine zu starke Korrelation bei geringen negativen Lag-Längen und zu schwache bzw. zu stark negative Korrelationen bei größeren negativen Lag-Längen auf. Version b) schneidet bei sehr geringen negativen Lag-Längen besser ab, weist ansonsten aber deutlich zu geringe Werte auf.

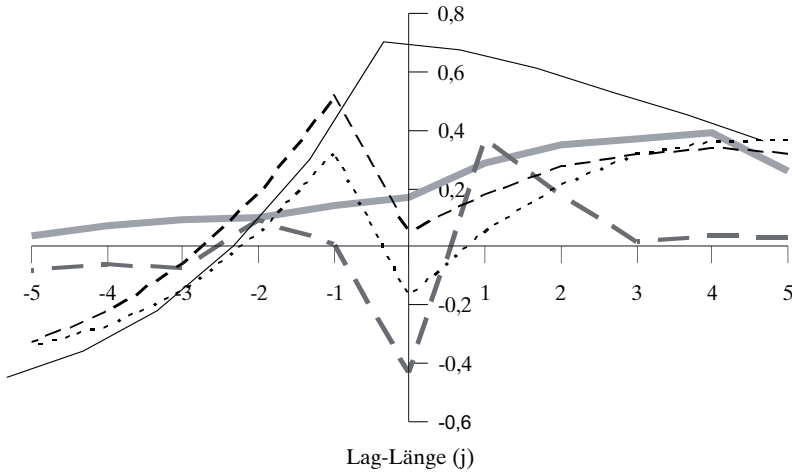
In Bezug auf die Beziehung zwischen Arbeitsproduktivität und Output wird deutlich, dass kein Modell die nicht-kontemporären Korrelationen der Realität überzeugend erklären kann. Wie bereits erwähnt, ist das zeitliche Muster der Korrelationen im RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit demjenigen der Realität recht ähnlich. Andererseits sind die von der Modellökonomie erzeugten Werte fast für alle Lag-Längen substanziell zu hoch. Bei den *shirking*-Modellen ist das Gegenteil festzustellen. Diese weisen je nach Version im Durchschnitt niedrigere Werte und daher häufig geringere Differenzen zu den realen Momenten auf. Andererseits ist eine relativ stark verzögerte positive Reaktion der Arbeitsproduktivität nach einer Veränderung des Outputs – wie vom Effizienzlohnmodell suggeriert – in dieser Ausprägtheit in der Realität nicht auszumachen. Insbesondere wenn der Quotient aus dem Konsum eines normal arbeitenden Familienmitglieds und dem eines Arbeitslosen relativ hoch ist, erzeugt das Effizienzlohnmodell ein zeitliches Muster der Korrelationen zwischen Arbeitsproduktivität und Output, welches sich deutlich von demjenigen der Realität unterscheidet.

Insgesamt verdeutlicht Schaubild 15 das gute Abschneiden des *shirking*-Modells bei der Erklärung des konjunkturellen Verhaltens des Reallohns und visualisiert, dass keines der verwendeten Modelle das konjunkturelle Muster der Beziehung zwischen Arbeitsproduktivität und Output erzeugen kann.

Schaubild 16 zeigt Korrelationen zwischen Reallöhnen sowie Arbeitsproduktivität und Beschäftigung. Zunächst wird deutlich, dass der gute Erklärungsgehalt des Effizienzlohnmodells für das Verhalten der Reallöhne während und nach einem wirtschaftlichen Boom auch Bestand hat, wenn Konjunkturzyklen anhand der Beschäftigung datiert werden. Insbesondere Version a) der Modellökonomie erzeugt Korrelationen, deren zeitliche Struktur und deren absolute Stärken den korrespondierenden Momenten des Datensatzes sehr nahe kommen. Die Verzögerung in der Reaktion der Reallöhne auf einen wirtschaftlichen Aufschwung wächst mit einer Steigerung des Parameters  $c^e / c^u$ . Demzufolge weist Version b) des Effizienzlohnmodells zu geringe Korrelationen zwischen Reallöhnen und Beschäftigung auf, wenn eine relativ niedrige (positive) Lag-Länge betrachtet wird. Andererseits ist der modelltheoretisch erklärte Zusammenhang in dieser Modellversion bei größeren Lag-Längen etwas zu hoch. Insgesamt lässt sich also festhalten, dass die Effizienzlohnökonomie eine sehr gute Erklärungsbasis für das Verhalten des Reallohns während und nach einer Veränderung der wirtschaftlichen Lage – diesmal gemessen anhand der Beschäftigung – darstellt.

Schaubild 16

**Korrelation zwischen Reallohn sowie Arbeitsproduktivität und Beschäftigung im Effizienzlohnmodell**



- Reallohn
- - - Arbeitsproduktivität
- Reallohn/Arbeitsproduktivität - *indivisible labor*-Modell
- - - Reallohn/Arbeitsproduktivität - Effizienzlohnmodell-Version a)
- - - Reallohn/Arbeitsproduktivität - Effizienzlohnmodell-Version b)

Eigene Berechnungen.

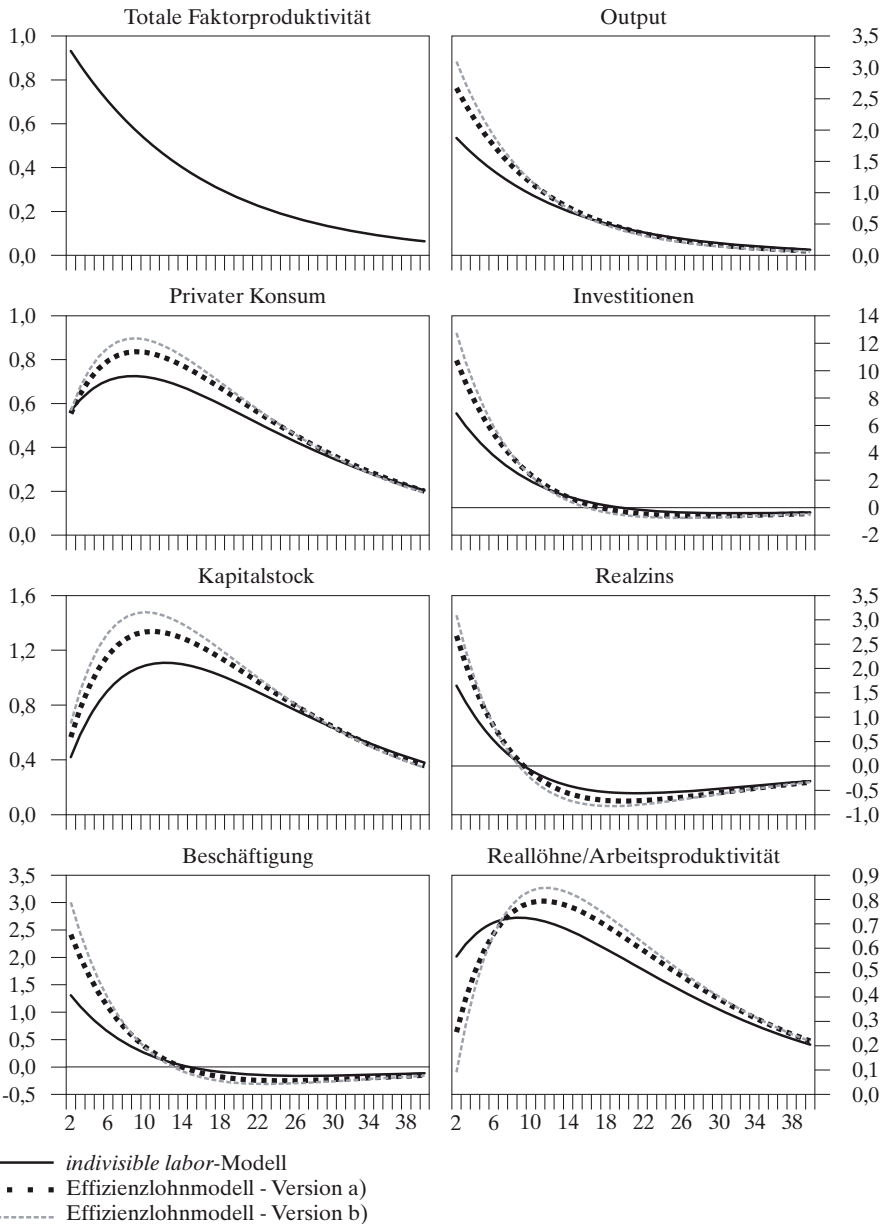
Im umgekehrten Fall, also bei der Erklärung des Verhaltens der Reallöhne vor einer Veränderung der Beschäftigung, schneidet das Effizienzlohnmodell wie schon das *indivisible labor*-Modell eher schlecht ab. In der Realität sind diese Momente relativ gering, aber durchweg positiv. Alle simulierten Modelle weisen deutlich zu hohe Korrelationen bei geringen negativen Lag-Längen auf. Mit steigender negativer Lag-Länge ergibt sich ein umgekehrtes Bild. Da das RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit hiervon ebenso betroffen ist, lässt sich hieraus kein Argument gegen die *shirking*-Modelle ableiten.

Schaubild 16 verdeutlicht weiterhin, dass auch die Effizienzlohnmodelle nicht in der Lage sind, das konjunkturelle Muster der Beziehung zwischen Arbeitsproduktivität und Beschäftigung zu erklären. Auch wenn einzelne Korrelationen der Modelle je nach Modellversion den Datenwerten mehr oder weniger entsprechen, scheint dies eher Zufall zu sein.

Die unterschiedlichen Reaktionsmuster der einzelnen Modellvariablen nach einem Technologieschock lassen sich anschaulich anhand von IRF verdeutli-

Schaubild 17

**Impuls-Antwort-Funktionen nach einem einmaligen Anstieg der totalen Faktorproduktivität um 1% im *indivisible labor*-Modell und im Effizienzlohnmodell**



Eigene Berechnungen.

chen. Schaubild 17 zeigt die Reaktion der Modellvariablen nach einem Anstieg der totalen Faktorproduktivität um 1%. Zunächst bestätigt sich, dass die Effizienzlohnökonomie auf einen Technologieschock sehr viel stärker reagiert als das RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit. Die Effekte verstärken sich außerdem je größer das Verhältnis des Konsums eines normalen Arbeitnehmers und den eines Arbeitslosen ist. Beispielsweise steigt der Output nach einem Technologieschock um knapp 2% im *indivisible labor*-Modell, während der gleiche Schock den Output im Effizienzlohnmodell um bis zu 3% ansteigen lässt. Teilweise noch größere Unterschiede treten bei den Variablen Investitionen und Kapital auf, während die Reaktion des Konsums in allen Modellen recht ähnlich ist.

Ein Blick auf die im Rahmen dieser Untersuchung besonders wichtigen Variablen Beschäftigung, Reallohn und Arbeitsproduktivität verdeutlicht nochmals die herausragende Fähigkeit des Effizienzlohnmodells, starke Reaktionen der Beschäftigung bei relativ unveränderter Stärke der Reaktion der anderen Variablen hervorzurufen. Je nach Kalibrierung der Modellökonomie erzeugt ein positiver technologischer Schock einen Anstieg der Beschäftigung, der bis zu dreimal so hoch ist wie im RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit. Aber selbst innerhalb Version a) des Effizienzlohnmodells erhöht sich die Beschäftigung etwa doppelt so stark wie im *indivisible labor*-Modell.

In Bezug auf den Reallohn wird deutlich, dass die Reaktion dieser Variablen nach dem Technologieschock zunächst sehr moderat ausfällt. Dieses Phänomen ist ein Spiegelbild der geringen kontemporären Korrelationen zwischen dem Reallohn und der konjunkturellen Entwicklung. Weiterhin zeigen die IRF eine stärkere verzögerte Reaktion des Reallohns nach einem Anstieg der totalen Faktorproduktivität. Somit wird die verzögerte Veränderung der Reallöhne nach Fluktuationen des Outputs oder der Beschäftigung durch die IRF ebenfalls bestätigt. Wegen der perfekten Korrelation der beiden Variablen Reallohn und Arbeitsproduktivität ergibt sich für die letztgenannte Variable das gleiche Reaktionsmuster.

#### 4. Zusammenfassung

In diesem Kapitel wurde versucht, bestimmte *stylized facts* der deutschen Konjunktur, insbesondere konjunkturelle Muster des deutschen Arbeitsmarktes, mit Hilfe ausgewählter RBC-Modelle zu erklären. Bei der Definition der konjunkturellen Phänomene wurde ausschließlich auf stationäre, also trendbereinigte Zeitreihen zurückgegriffen. Die verwendeten DSGE-Modelle gehen – wie üblich – von Harrod-neutralem technischen Fortschritt aus, welcher durch einen deterministischen Zeittrend beschrieben werden kann. Somit implizieren die Modelle, dass die meisten Variablen durch Abzug eines (gleichen) linearen Zeittrends bereinigt werden können und die vom Har-

rod-neutralem Wachstum nicht betroffenen Zeitreihen *ex definitione* stationär sind. Die empirische Analyse der verwendeten Zeitreihen zeigt allerdings, dass für keine der verwendeten Zeitreihen die Annahme eines stochastischen Trends verworfen werden kann. Die logarithmierten Zeitreihen des BIP, des privaten Konsums und der Reallöhne folgen eher einer Kombination aus deterministischem und stochastischem Trend, d.h. einem *random walk* mit Drift. Die Zeitreihen der logarithmierten Investitionen und des Kapitalstocks folgen gemäß ökonometrischer Analyse hingegen einem *random walk* ohne Drift. Außerdem ist zu beachten, dass sogar die ersten Differenzen des Kapitalstocks gemäß der verwendeten ökonometrischen Prozedur noch eine Einheitswurzel besitzen. Weiterhin wird auch die Annahme einer im Zeitablauf stationären Beschäftigung durch die ökonometrische Analyse nicht bestätigt. Aufgrund dieser Eigenschaften kommt auch die erste Differenzenbildung als einheitliches und für alle Zeitreihen passendes Trendbereinigungsverfahren nicht in Frage. Um eine adäquate Trendbereinigung durchzuführen, wird ausschließlich der HP-Filter verwendet<sup>68</sup>. Dieses Verfahren besitzt zwar auch Nachteile, ist letztendlich aber in der Lage, sämtliche langfristige Veränderungen der verwendeten Zeitreihen zu eliminieren. Somit werden die nach HP-Filterung der Zeitreihen verbleibenden Eigenschaften des verwendeten Quartalsdatensatzes als zu erklärende *stylized facts* der deutschen Konjunktur definiert.

Bei der Analyse der HP-gefilterten Reihen zeigt sich, dass auch in Deutschland die Kennzeichen eines *employment variability puzzles* vorhanden sind, allerdings im Vergleich zu den USA in leicht abgeschwächter Form: Zwar ist die relative Volatilität der Beschäftigung gemäß dem verwendeten Datensatz hoch (90%), jedoch etwas niedriger als in den USA (99%). Die relative Standardabweichung der Reallöhne ist hingegen relativ niedrig (56%), jedoch etwas höher als in den USA (38%). In Bezug auf die anderen Variablen weist der verwendete Datensatz relative Standardabweichungen auf, die im Groben den typischen konjunkturellen Mustern in entwickelten Volkswirtschaften entsprechen. Weiterhin sind Arbeitsproduktivität und Output kontemporär so gut wie gar nicht miteinander korreliert. Die Reallöhne sind ebenfalls nur schwach prozyklisch. Insgesamt zeigt die Analyse der kontemporären Korrelationen somit, dass auch der zweite Bestandteil des *employment variability puzzles* in Deutschland zu beobachten ist. Aufgrund der nur sehr schwach-prozyklischen Beziehung zwischen Reallöhnen und Beschäftigung und des antizyklischen Verhaltens der Arbeitsproduktivität sind auch die Kennzeichen eines *productivity puzzles* im Datensatz zu finden. Die Analyse nicht-kontemporärer Korrelationen zeigt weiterhin, dass die Reallöhne in Deutschland gemäß Datensatz eindeutig als nachlaufend einzustufen sind,

<sup>68</sup> Eine Ausnahme stellt allerdings die Ermittlung der stationären stochastischen Komponente des Solow-Residuums dar. Vgl. hierzu die Kalibrierung der Modelle in Abschnitt 2.2 und 3.3.

und zwar unabhängig davon, ob die Variable, auf die Bezug genommen wird, der Output oder die Beschäftigung ist. Das zyklische Verhalten der Arbeitsproduktivität unterscheidet sich vom konjunkturellen Verhalten der Reallöhne, da diese Variable einen weniger nachlaufenden Charakter aufweist. Dies gilt insbesondere, wenn die Beschäftigung die Variable ist, auf die Bezug genommen wird. In diesem Fall lässt sich kein eindeutiges Muster der Korrelationen charakterisieren.

Die Erklärung der genannten Phänomene erfolgt mit Hilfe ausgewählter RBC-Modelle. Zunächst werden die Fähigkeiten eines gemäß dem Datensatz kalibrierten Standard-*indivisible labor*-Modells analysiert. In einem zweiten Schritt werden Effizienzlöhne in Kombination mit Reallohnseinbußen als Sanktionierungsinstrument in das *indivisible labor*-Modell integriert. Hierdurch soll der Beitrag der Effizienzlohnsetzung zur Erklärung der konjunkturellen Muster herausgearbeitet werden. Die Evaluation der DSGE-Modelle bringt im Einzelnen folgende Erkenntnisse:

Erstens ist es problemlos möglich, alle verwendeten Modelle so zu kalibrieren, dass die *steady state*-Lösung der Modelle in Bezug auf die meisten Verhältnisse der endogenen Variablen zueinander fast genau den langfristigen Durchschnittswerten der deutschen Volkswirtschaft entspricht.

Zweitens bietet ein Standard-*indivisible labor*-Modell zunächst einen befriedigenden Erklärungsansatz für die meisten generellen *stylized facts* der deutschen Konjunktur. Allerdings können – wie erwartet – bestimmte konjunkturelle Muster des Arbeitsmarktes auch im Falle Deutschlands nicht erklärt werden.

Drittens sind nur die *shirking*-Modelle in der Lage, eine relative Volatilität der Beschäftigung zu erzeugen, die hoch genug ist, um diesen Teil des *employment variability puzzles* für Deutschland zu lösen. Zudem stimmt der exakte Wert der relativen Standardabweichung der Beschäftigung im Fall des Effizienzlohnmodells-Version a) fast genau mit dem korrespondierenden Moment der Realität überein. Die relativen Standardabweichungen der anderen Variablen verändern sich im Vergleich zum RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit nicht substantiell. Allerdings vergrößert sich die Distanz zwischen Modellwelt und Realität in Bezug auf einige Variablen durch die Annahme unvollständiger Verträge zwischen Arbeitgebern und Arbeitnehmern leicht. Insgesamt gesehen scheint jedoch der stark verbesserte Erklärungsgehalt in Bezug auf den ersten Teil des *employment variability puzzles* diese Nachteile mehr als zu kompensieren.

Viertens spricht auch die Evaluation kontemporärer Korrelationen zwischen dem Output und den anderen makroökonomischen Variablen für die Berücksichtigung von Effizienzlöhnen in einem RBC-Modell für Deutschland. Nur



die Effizienzlohnmodelle können den nur schwach prozyklischen bzw. azyklischen Verlauf der Reallöhne bzw. der Arbeitsproduktivität erklären und somit auch den zweiten Teil des *employment variability puzzles* lösen. Dies geschieht bemerkenswerterweise, obwohl Technologieschocks wie in einem Standard-RBC-Modell einziger Konjunkturauslöser sind. Allerdings kann die nur relativ geringe kontemporäre Korrelation zwischen Beschäftigung und Output nicht erklärt werden. Der Erklärungsgehalt der Modellökonomie in Bezug auf die Korrelationen anderer Variablen mit dem Output ist nicht schlechter als im *indivisible labor*-Modell, so dass sich insgesamt eine eindeutige Überlegenheit der Effizienzlohnökonomie bei der Erklärung dieser Momente ergibt.

Fünftens ist nur das Effizienzlohnmodell in der Lage, zur Erklärung des *productivity puzzle* in Deutschland beizutragen. Je nach Wert des Parametervektors kann das Effizienzlohnmodell sowohl die nur geringe kontemporäre Korrelation zwischen Reallöhnen und Beschäftigung als auch die negative kontemporäre Korrelation zwischen Arbeitsproduktivität und Beschäftigung erklären. Da in allen Modellen Reallöhne und Arbeitsproduktivität perfekt miteinander korreliert sind, ist es auch mit dem Effizienzlohnmodell nicht möglich, beide Phänomene simultan zu erklären.

Sechstens stellt das Effizienzlohnmodell keine gravierende Verbesserung bei der Reproduktion von Autokorrelationen dar, so dass die Frage der Überlegenheit eines Modelltyps anhand dieser Momente nicht geklärt werden kann.

Siebtens zeigt die Evaluation anhand nicht-kontemporärer Korrelationen, dass das Effizienzlohnmodell in der Lage ist, die Reaktionen der Reallöhne infolge eines wirtschaftlichen Auf- oder Abschwungs sowohl in ihrer zeitlichen Struktur wie auch in ihrer Intensität mehr oder weniger genau zu erklären. Hierbei ist es relativ unerheblich, ob Konjunkturzyklen anhand des Verhaltens des Outputs oder der Beschäftigung datiert werden.

Achtens gelten die oben getroffenen Aussagen nur dann, wenn das Verhältnis des Konsums eines normal arbeitenden Individuums im Verhältnis zum Konsum eines Arbeitslosen bzw. „erwischten Drückebergers“ einen Wert von 1,20 nicht überschreitet, da die Effizienzlohnökonomie ansonsten zumindest im Hinblick auf die *stylized facts* der deutschen Konjunktur gewissermaßen über das Ziel hinaus schießt. Trotz gewisser Unsicherheit in Bezug auf diese nicht direkt beobachtbare Größe deuten die empirischen Befunde darauf hin, dass dieser Parameter in Deutschland den genannten Wert nicht überschreitet.

Neuntens stellt sich aufgrund der dargestellten Ergebnisse natürlich die Frage, ob Effizienzlöhne nicht auch in Bezug auf die Erklärung der strukturellen Arbeitslosigkeit in Deutschland eine größere Bedeutung haben als häufig angenommen. In diesem Falle könnte die Bereitstellung von Lohnzuschüssen, wel-

che durch pauschal- oder ertragsabhängige Steuern finanziert werden, Real-löhne und Beschäftigung erhöhen. Da in diesem Falle der Wert des zusätzlichen Outputs die zusätzlichen Produktionskosten übersteigen würde, käme es auch zu langfristigen Wohlfahrtssteigerungen. Dieser Punkt besitzt aufgrund der momentanen Kombilohndebatte Aktualität und würde für die Einführung von Kombilöhnen bei entsprechender Finanzierung sprechen.

## Drittes Kapitel

### Quantifizierung der Effekte von Ölpreisschocks für die deutsche Konjunktur mit Hilfe von RBC-Modellen

Aus der bisherigen Analyse können keinerlei Schlüsse hinsichtlich der Frage nach der absoluten Bedeutung von Technologieschocks für konjunkturelle Schwankungen in Deutschland gezogen werden. Denn die Standardabweichung der *white noise*-Größe innerhalb des AR(1)-Prozesses, welcher den technologischen Zustand der Modellökonomie beschreibt, wurde bisher stets so gewählt, dass die Standardabweichung des Outputs dem korrespondierenden Datenwert entspricht<sup>1</sup>. Das folgende Kapitel soll dazu dienen, dieses Manko zu beheben. Zusätzlich zu Technologieschocks werden beobachtbare Schwankungen des realen Ölpreises als angebotsseitiger konjunkturauslösender Schockprozess angenommen. Durch Erweiterung der Modelle um den Produktionsfaktor Energie, realitätsnahe Kalibrierung und Simulation der Modelle werden Rückschlüsse auf die absolute Bedeutung angebotsseitiger Schock im Allgemeinen und von Ölpreisschocks im Besonderen abgeleitet.

Ein gravierendes Problem bei der Messung von Technologieschocks ist allerdings, dass diese im Allgemeinen unbeobachtbar sind und aus diesem Grund durch Schätzung einer Restgröße approximiert werden müssen. In diesem Zusammenhang wird von einigen Ökonomen argumentiert, dass Messungen des Solow-Residuums nicht immer den tatsächlichen technologischen Entwicklungsstand einer Volkswirtschaft widerspiegeln. Insbesondere wird diese Restgröße auch durch das Horten von Produktionsfaktoren und andere Einflüsse verfälscht, so dass das Solow-Residuum Schwankungen in der totalen Faktorproduktivität tendenziell überschätzt. Je nach verwendetem Verfahren, Datensatz und Modell können sich Schätzungen dieser Restgröße außerdem relativ stark unterscheiden. Insgesamt können sich somit sehr unterschiedliche Implikationen für die absolute Bedeutung technologischer Schocks erge-

---

<sup>1</sup> Der gemäß dem Quartalsdatensatz geschätzte Wert der Standardabweichung des Störterms ( $\sigma^A$ ) ist so groß, dass bei entsprechender Kalibrierung die Schwankungen des Outputs in allen simulierten Modellen größer wären als die gemessenen Outputschwankungen. Anhand der bisherigen Analyse lässt sich somit zumindest auf eine relativ große Bedeutung von Technologieschocks schließen.

ben (Burnside et al. 1993; Eichenbaum 1991; Mankiw 1989: 83–85; Summers 1991). Schließlich sind Technologieschocks als Konjunktursache – trotz ihrer wahrscheinlich relativ großen Bedeutung – einer breiten Öffentlichkeit aufgrund der Abstraktheit dieses Konzepts relativ schwer zu vermitteln.

Aufgrund dieser Argumente werden die sehr abstrakten und in der Praxis relativ schwierig zu ermittelnden Technologieschocks um stochastische Ölpreisschocks ergänzt. Hierdurch lässt sich die Bedeutung unbeobachtbarer Schocks für die konjunkturelle Entwicklung reduzieren. Gleichzeitig führt die Berücksichtigung von Ölpreisschocks zu einer umfangreicheren und differenzierteren Analyse der in der deutschen Volkswirtschaft wirksamen angebotsseitigen Schockprozesse.

Ölpreisveränderungen werden im Allgemeinen als wichtigster direkt beobachtbarer angebotsseitiger Auslöser für konjunkturelle Schwankungen angesehen. Auch wenn die Zusammenhänge zwischen Ölpreisveränderungen und wirtschaftlicher Aktivität nicht klar sind, werden zumindest die starken Anstiege des Ölpreises infolge politischer Krisen im Nahen- und Mittleren Osten zu Beginn und am Ende der siebziger Jahre als Auslöser für weltweite wirtschaftliche Schwächephase angesehen. Aber auch vor der Rezession Anfang der neunziger Jahre konnte ein substanzieller Anstieg des Ölpreises infolge des ersten Golfkrieges beobachtet werden (Barsky, Kilian 2004: 116–118). Außerdem existiert eine Fülle empirischer Untersuchungen, deren Ergebnisse darauf hindeuten, dass Ölpreisschocks einen stabilen und signifikanten Einfluss auf makroökonomische Variablen in industrialisierten Ländern haben<sup>2</sup>. Allerdings muss eingeräumt werden, dass die meisten dieser Studien diesen eindeutigen Zusammenhang für die Zeit bis zur ersten Ölkrise nachweisen. Neuere Studien weisen häufig darauf hin, dass die Beziehung zwischen Ölpreisen und wirtschaftlicher Entwicklung schwächer geworden ist, oder, statistisch ausgedrückt, Ölpreisschocks nicht mehr Granger-kausal für Veränderungen anderer makroökonomischer Variablen sind. Insbesondere scheinen die teilweise starken Rückgänge des Ölpreises ab der Mitte der achtziger Jahre nicht die starken positiven Effekte auf Output und andere Variablen gehabt zu haben wie die genannten frühen empirischen Arbeiten voraussetzen. Anders ausgedrückt lässt sich beobachten, dass ein Rückgang des Ölpreises keine symmetrischen Effekte, sondern geringere positive Reaktionen hervorruft als ein Anstieg. Umstritten ist, ob der Grund hierfür eine veränderte strukturelle Beziehung zwischen dem Ölpreis und der wirtschaftlichen Aktivität ist und/oder ob Ölpreisveränderungen grundsätzliche asymmetrische Wirkungen haben<sup>3</sup>. Weitere empirische Ansätze argumentieren, dass nicht ein

<sup>2</sup> Vgl. z.B. Burbidge, Harrison (1984); Carruth et al. (1998); Darby (1982); Gisser, Goodwin (1986); Hamilton (1983); Rasche, Tatom (1977).

<sup>3</sup> Vgl. z.B. Cuñado, Gracia (2003); Dotsey, Reid (1992); Hamilton (1996; 2003); Hooker (1996a; 1996b); Jiménez-Rodríguez, Sánchez (2004); Mork (1989); Tatom (1988).

Anstieg des Ölpreises an sich, sondern in erster Linie die Volatilität des Ölpreises und die damit verbundene Unsicherheit über die zukünftigen wirtschaftlichen Rahmenbedingungen negative konjunkturelle Wirkungen hat (Ferderer 1996; Hui, Kliesen 2005; Lee et al. 1995). Im Rahmen dieser Arbeit wird die Frage nach asymmetrischen Effekten von Ölpreisschocks aus zwei Gründen nicht weiterverfolgt. Zum einen ist es zweifelhaft, ob und in welchem Ausmaß diese asymmetrischen Effekte in der Realität wirksam sind. Zum anderen bieten die in dieser Arbeit verwendeten erweiterten RBC-Modelle keine theoretische Grundlage für eine asymmetrische Reaktion, so dass für mögliche empirisch messbare asymmetrische Effekte keine theoretischen Vergleichsmöglichkeiten bestehen. Der Vergleich zwischen beiden „Welten“ ist aber gerade essenzieller Bestandteil der verwendeten Methodik.

Im Folgenden werden die im zweiten Kapitel evaluierten Modelle um den dritten Produktionsfaktor Energie erweitert, um die absoluten Auswirkungen der beiden Schocks zu quantifizieren. Wie bereits deutlich wurde, ist das Effizienzlohnmodell bei der Erklärung konjunktureller Muster des Arbeitsmarktes einem Standard-*indivisible labor*-Modell in vielerlei Hinsicht überlegen. Da dem Arbeitsmarkt häufig eine Schlüsselrolle für das Verständnis konjunktureller Schwankungen zugeschrieben wird, erscheint es wahrscheinlich, dass ein Modell dieser Spezifikation auch bei der Erklärung der Auswirkungen von Ölpreisschocks einen wertvollen Beitrag leistet. Da in Bezug auf den Energieeinsatz nur Jahresdaten vorliegen, wird zunächst verifiziert, dass die erweiterten Modelle auch bei der Erklärung bestimmter aus einem Jahresdatensatz für Deutschland abgeleiteter konjunktureller Phänomene einen geeigneten Ansatz darstellen. Mit anderen Worten sollen innerhalb dieses Kapitels folgende Fragestellungen beantwortet werden:

- Wie groß ist der Anteil der durch Technologie- und/oder Ölpreisschocks erklärbaren konjunkturellen Schwankungen in Deutschland?
- Verändert sich dieser Anteil durch die Integration der Effizienzlohntheorie gemäß dem in dieser Arbeit propagierten Ansatz?
- Welche Auswirkungen hat die Einführung von Effizienzlöhnen auf die Reaktion bestimmter makroökonomischer Variablen nach einem Anstieg des Ölpreises und entspricht die veränderte Reaktion eher der in der Realität beobachtbaren?
- Ist ein Effizienzlohnmodell auch bei der Erklärung konjunktureller Muster des verwendeten Jahresdatensatzes für Deutschland überlegen?

Im ersten Abschnitt werden zunächst die verwendeten Zeitreihen beschrieben, wobei ein Schwerpunkt auf die zusätzlich verwendeten Reihen gelegt wird. Anschließend werden einige zyklische Eigenschaften der verwendeten Variablen herausgearbeitet. Da eine ausführliche Analyse der *stylized facts* der deutschen Konjunktur bereits im vorangegangenen Kapitel erfolgte, ist

eine knappere Analyse der Jahresdaten ausreichend. Außerdem wird die konkrete Reaktion der wichtigsten Variablen nach einem persistenten Anstieg des Ölpreises um 1% mit Hilfe eines vektorautoregressiven Modells (VAR-Modell) geschätzt.

Nach diesem „theorielosen“ Abschnitt erfolgt die theoretische Erklärung der beobachteten Phänomene. Zunächst werden anhand der vorhandenen Literatur mögliche Übertragungswege aufgezeigt. Hierbei zeigt sich, dass eine Fülle von direkten und indirekten Ansätzen existiert, mit denen die Auswirkungen von Ölpreissteigerungen auf wichtige makroökonomische Variablen wie Output und Beschäftigung erklärt werden können. Anschließend werden die Auswirkungen von Ölpreisschocks mit Hilfe ausgewählter erweiterter RBC-Modelle quantifiziert. Zunächst wird das Standard-RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit und anschließend ein Effizienzlohnmodell mit Reallohneinbußen als alternativem Sanktionierungsmechanismus um den dritten Produktionsfaktor Energie erweitert. Für beide Modelle werden jeweils die im Gleichgewicht gültigen Effizienzbedingungen hergeleitet, *steady state*-Lösungen für alle Modellvariablen bestimmt und approximative Modelllösungen bei Abweichungen vom *steady state* berechnet. Da viele Elemente der Modelle im Vergleich zum zweiten Kapitel unverändert bleiben, erfolgt die Darstellung jeweils wesentlich kürzer. Alle im Gleichgewicht gültigen Gleichungen werden der Übersichtlichkeit wegen auch dann aufgeführt, wenn sie sich nicht verändert haben. Um festzustellen, ob die Modelle überhaupt einen brauchbaren Erklärungsansatz für konjunkturelle Schwankungen darstellen, werden diese jeweils auch anhand ihrer Fähigkeiten evaluiert, *stylized facts* des Jahresdatensatzes zu reproduzieren. Anschließend werden die Effekte von Ölpreisschocks quantifiziert. Außerdem wird geprüft, ob die Reaktion der endogenen Variablen der anhand des Datensatzes geschätzten Reaktion entspricht. Am Ende des Kapitels werden die wichtigsten Ergebnisse zusammengefasst.

## 1. Datenanalyse

### 1.1 Beschreibung der verwendeten Zeitreihen

Von der Tatsache abgesehen, dass es sich um Jahresdaten handelt, entsprechen die in diesem Kapitel verwendeten Zeitreihen größtenteils den bisher verwendeten. Es handelt sich also um die vom Statistischen Bundesamt ermittelten Zeitreihen „BIP“, „privater Konsum“ und „Bruttoanlageinvestitionen“. Für den Kapitalstock wird wiederum auf eine Zeitreihe der OECD zurückgegriffen. Die Erfassung der konjunkturellen Phänomene des Arbeitsmarktes erfolgt durch die ebenfalls bereits verwendeten Zeitreihen. Die gesamtwirtschaftliche Beschäftigung wird also mit Hilfe des Produkts der Zeitreihen „Arbeitnehmer“, „Arbeitszeit“ und „Arbeitstage“ charakterisiert. Der Index der Tariflöhne dient als Proxy für die Reallöhne. Diese Zeitreihen werden vom Statistischen Bundesamt erhoben.

Um die Effekte von Ölpreisschocks durch Simulation erweiterter RBC-Modelle quantifizieren zu können, ist es nötig, die Modelle um die Variable Energieeinsatz zu erweitern<sup>4</sup>. Die Verwendung des Energieeinsatzes lässt sich rechtfertigen, da die Preise verschiedener fossiler Energieträger im Allgemeinen hoch korreliert sind (Asche et al. 2003). In Bezug auf den Energieeinsatz existieren – zumindest in der im Rahmen dieser Arbeit verwendeten Form – nur Jahresdaten. Aus diesem Grund muss der bisher verwendete Quartalsdatensatz in Jahresdaten transformiert werden. Dies erfolgt durch Addition der Quartalswerte. Für die Zeitreihe der Reallöhne und des Kapitalstocks erfolgt die Transformation durch ungewichtete Durchschnittsbildung.

Als Maß für den Energieeinsatz in der deutschen Volkswirtschaft wird die Anzahl der insgesamt verbrauchten Brenneinheiten (*burn time unit* (BTU)) verwendet. Die letztendlich relevante Zeitreihe ergibt sich als Summe des Öl-, Kohle- und Gaseinsatzes. Alle drei Zeitreihen werden zunächst von der International Energy Agency (IEA) erfasst. Die Verwendung von BTU als Mengeneinheit erlaubt es, die Einsatzmengen der verschiedenen Energieträger durch Addition zusammenzufassen. Um die Modelle später leichter kalibrieren zu können, wird im Folgenden nicht in Millionen, sondern stets in 100 000 (htsd) BTU gerechnet. Diese Zeitreihe weist über den gesamten Untersuchungszeitraum einen kontinuierlichen Abwärtstrend auf (Schaubild 18)<sup>5</sup>.

Als Zeitreihe des Ölpreises dient im Folgenden der ebenfalls von der IEA ermittelte Ölpreis pro Million BTU in US-Dollar. Um diese Reihe mit der benutzten Mengeneinheit und den anderen Zeitreihen kompatibel zu machen, wird der Ölpreis zunächst in Euro umgerechnet und mit Hilfe des BIP-Deflators (1995 = 100) inflationsbereinigt. Um zu einem Preis pro htsd BTU zu kommen, wird die Zeitreihe schließlich durch zehn geteilt. Schaubild 19 visualisiert die Zeitreihe. Auf den ersten Blick weist sie über den gesamten Untersuchungszeitraum keinen klaren Auf- oder Abwärtstrend auf. Dies bedeutet natürlich noch nicht, dass die Zeitreihe im statistischen Sinne stationär ist<sup>6</sup>. Im

<sup>4</sup> Zunächst erscheint es naheliegend, die Modelle um die Variable Öleinsatz zu erweitern. Der reine Öleinsatz ist in Deutschland aber so gering, dass in diesem Fall zwar messbare, aber mit Hilfe des hier verwendeten theoretischen und methodischen Ansatzes kaum erklärbare Effekte von Ölpreisschocks resultieren würden.

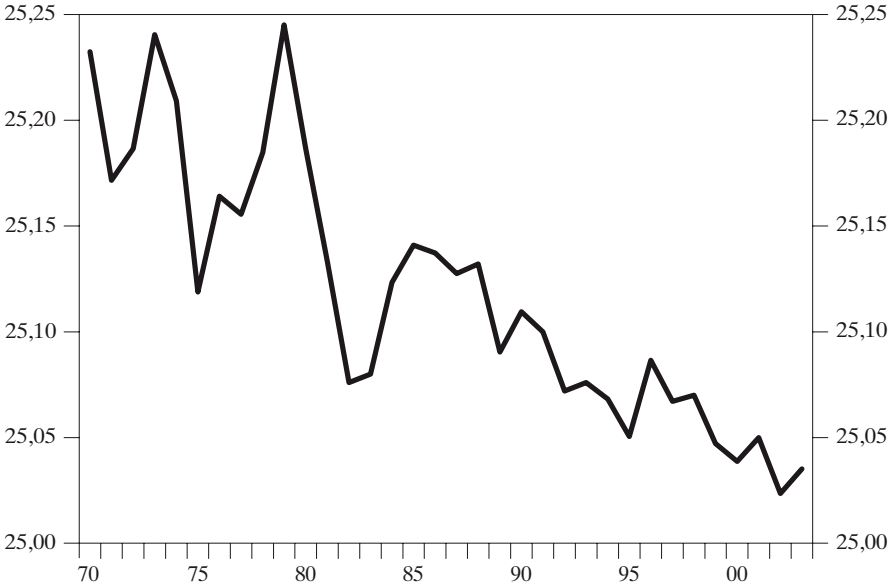
<sup>5</sup> Gemäß den hier verwendeten Modellen sollte der Einsatz aller Produktionsfaktoren mit Ausnahme von Arbeit mit der Rate des Harrod-neutralen technischen Fortschritts wachsen, um einen stationären Faktorpreis zu rechtfertigen. Daher weisen die erweiterten Modelle diesbezüglich eine Fehlspezifikation auf. Da wie im vorangegangenen Kapitel der HP-Filter zur Trendbereinigung benutzt wird, erfolgt in diesem Kapitel keine ausführliche Analyse der zeitreihentheoretischen Eigenschaften der zusätzlich verwendeten Zeitreihen.

<sup>6</sup> Ein ADF-Test bestätigt, dass die Nullhypothese einer Einheitswurzel zu üblichen Signifikanzniveaus nicht abgelehnt werden kann. Die ersten Differenzen derselben Zeitreihe sind hingegen stationär, so dass der reale Ölpreis (in Logarithmen) aus statistischer Sicht wohl I(1) ist. Vgl. in diesem Zusammenhang z.B. die Analyse der Zeitreihe „Beschäftigung“ in Abschnitt 1.1 im zweiten Kapitel.

Schaubild 18

**Energieeinsatz**

1970 bis 2003; in 100 000 BTU



Eigene Berechnungen nach Angaben der IEA.

Folgendes wird trotzdem angenommen, dass der Ölpreis einem stationären AR(1)-Prozess folgt.

## 1.2 Stylized facts der deutschen Konjunktur

Hier werden zunächst die von den erweiterten RBC-Modellen zu erklärenden *stylized facts* des Jahresdatensatzes herausgearbeitet. Neben bereits bei der Erklärung der konjunkturellen Muster des Quartalsdatensatzes evaluierten Momenten werden einige weitere *stylized facts* diskutiert. Dies betrifft zum einen absolute Standardabweichungen und zum anderen Momente, welche das konjunkturelle Verhalten der beiden „neuen“ Zeitreihen charakterisieren. Um einen ersten Eindruck der empirisch messbaren Effekte von Ölpreisschocks zu erhalten, werden anschließend die IRF eines theorieleeren VAR-Modells analysiert.

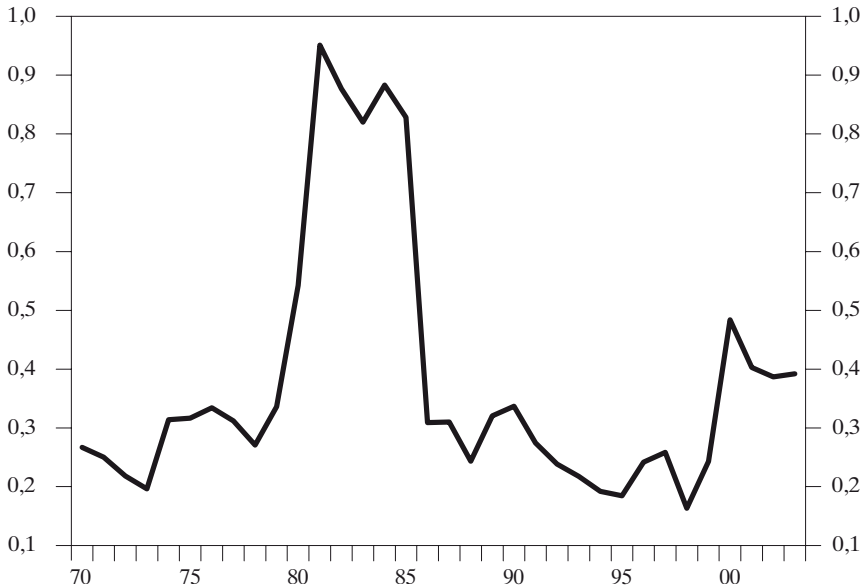
Tabelle 18 fasst zunächst Standardabweichungen und relative Standardabweichungen des verwendeten Jahresdatensatzes sowie relative Standardabweichungen des Quartalsdatensatzes zusammen. Die zweite Spalte bietet zunächst einmal „nur“ die Information, dass der Output im Untersuchungszeit-



Schaubild 19

**Realer Ölpreis**

1970 bis 2003; in /100 000 BTU



Eigene Berechnungen nach Angaben der IEA.

raum gemäß Jahresdatensatz um etwas über 2% schwankt. Sofern die beiden angebotsseitigen Schocks in der Realität einzige Ursache für konjunkturelle Schwankungen sind, sollten die im Folgenden simulierten allgemeinen Gleichgewichtsmodelle bei realitätsnaher Kalibrierung der exogenen Schockprozesse Schwankungen des Outputs von etwa 2,2% aufweisen. Die Standardabweichungen der anderen Variablen unterscheiden sich teilweise deutlich von der des Outputs. Division der jeweiligen Werte durch die Standardabweichung des Outputs führt zu den in der 3. oder 4. Spalte aufgeführten relativen Standardabweichungen.

Ein Vergleich mit den bereits im vorangegangenen Kapitel analysierten Momenten offenbart einige substanzielle Veränderungen. Insbesondere weist der Konsum größere Schwankungen auf als die Referenzzeitreihe BIP. Dieses Phänomen ist nicht ungewöhnlich, da der Konsum in den meisten entwickelten Volkswirtschaften gemäß einem Quartalsdatensatz weniger schwankt als der Output, die relative Standardabweichung des Konsums bei Betrachtung von Jahresdaten in den meisten Industrieländern aber größer und nahe eins ist (Backus et al. 1992: 749–750; Backus, Kehoe 1992: 873–877; Fiorito, Kollintzas 1992: 237, 241–242.). Die in den RBC-Modellen spezifizierten Nut-

Tabelle 18

**Absolute und relative Standardabweichungen ausgewählter Variablen in beiden Datensätzen**

	Quartalsdaten		Jahresdaten	
	$\sigma_x / \sigma_y$	$\sigma_x$	$\sigma_x$	$\sigma_x / \sigma_y$
Output	1	2,23		1
Privater Konsum	0,89	2,46		1,10
Investitionen	2,53	5,42		2,43
Kapital	0,30	1,49		0,67
Beschäftigung	0,90	1,81		0,81
Reallöhne	0,56	1,73		0,78
Arbeitsproduktivität	0,96	1,94		0,87
Energieeinsatz	–	2,94		1,32
Ölpreis	–	3,51		1,57

Quelle: Statistisches Bundesamt, OECD, IEA und eigene Berechnungen. – Alle Variablen wurden logarithmiert und mit Hilfe des HP-Filters trendbereinigt ( $\lambda = 1600$  bzw. 400).

zenfunktionen weisen stets einen abnehmenden Grenznutzen des Konsums auf, so dass je nach angenommener Gegenwartspräferenz ein mehr oder weniger ausgeprägter Hang zu Konsumglättung auftritt. Es ist daher zu erwarten, dass alle Modelle große Schwierigkeiten bei der Reproduktion dieses Phänomens haben. Weitere Unterschiede ergeben sich in Bezug auf die Variablen Kapital und Reallöhne. Beide Zeitreihen des Jahresdatensatzes weisen substantiell größere relative Standardabweichungen auf als die korrespondierenden Quartalsdaten. In Bezug auf den Kapitalstock liegt die Erklärung auf der Hand: Da dieser bereits im vorangegangenen Kapitel aus Jahresdaten interpoliert wurde, konnte die Zeitreihe ex definitione keine starken unterjährigen Schwankungen aufweisen. Die relative Standardabweichung der Reallöhne ist im Vergleich zum Quartalsdatensatz deutlich höher, während die der Beschäftigung und der Arbeitsproduktivität etwas geringer ausfällt als im Quartalsdatensatz. Alle drei Variablen weisen eine relative Standardabweichung von etwa 80% auf. Somit ist anzumerken, dass der Jahresdatensatz das erste Kennzeichen eines *employment variability puzzles* – nämlich eine hohe relative Standardabweichung der Beschäftigung und eine geringe relative Standardabweichung der Reallöhne – im Vergleich zum Quartalsdatensatz nur in abgeschwächter Form aufweist. In Bezug auf die Investitionen ändert sich wenig. Diese weisen auch bei Jahresdaten eine relative Standardabweichung von etwa 2,5 auf. Die beiden neuen Variablen Ölpreis und Energieeinsatz weisen beide etwas höhere Schwankungen als der Output auf.

Tabelle 19 beinhaltet die kontemporären Korrelationen zwischen dem BIP und den anderen makroökonomischen Variablen. Durch die Umstellung auf Jahresdaten ändern sich die grundsätzlichen zyklischen Eigenschaften der meisten Variablen nicht. Ausnahmen stellen Kapital, Reallöhne und Arbeitsproduktivität dar. Die Korrelation zwischen Kapital und Output ist gemäß den verwendeten Jahresdaten substantiell größer als das aus Quartalsdaten

Tabelle 19

**Korrelationen und Autokorrelationen ausgewählter Variablen in beiden Datensätzen**

	Quartalsdaten		Jahresdaten	
	$corr(x_t, y_t)$	$corr(x_t, x_{t-1})$	$corr(x_t, y_t)$	$corr(x_t, x_{t-1})$
Output	1	0,71	1	0,69
Privater Konsum	0,73	0,67	0,89	0,73
Investitionen	0,86	0,67	0,85	0,68
Kapital	0,29	0,98	0,57	0,69
Beschäftigung	0,73	0,40	0,55	0,73
Reallöhne	0,31	0,68	0,41	0,67
Arbeitsproduktivität	0,09	0,11	0,63	0,81
Energieeinsatz	–	–	0,36	0,30
Ölpreis	–	–	–0,35	0,64

Quelle: Statistisches Bundesamt, OECD, IEA und eigene Berechnungen. – Alle Variablen wurden logarithmiert und mit Hilfe des HP-Filters trendbereinigt ( $\lambda = 1600$  bzw. 400).

errechnete Moment. Dies ist wiederum damit zu erklären, dass der Kapitalstock im dritten Kapitel aus Jahresdaten interpoliert wurde. Ebenfalls höhere Werte weist der Jahresdatensatz für Arbeitsproduktivität und Reallohn aus. Die Erklärung hierfür liefert die verzögerte Reaktion dieser beiden Variablen nach Veränderungen des Outputs.

Ein großer Teil der im Quartalsdatensatz als verzögert gemessenen Reaktionen wird im Jahresdatensatz als gleichzeitig erfasst. Somit ist das zweite Kennzeichen eines *employment variability puzzle* im Jahresdatensatz ebenfalls nur abgeschwächt vorhanden. In Bezug auf die beiden neu eingeführten Variablen Energieeinsatz und Ölpreis ergibt sich das erwartete Bild. Während Energie einen schwach prozyklischen Verlauf annimmt, ist der Ölpreis negativ mit dem Konjunkturzyklus korreliert.

Tabelle 19 enthält außerdem Autokorrelationen der jeweiligen Variablen. Die Autokorrelationen der meisten Variablen auf Jahresbasis entsprechen in etwa den korrespondierenden Momenten des Quartalsdatensatzes. Aus bereits erwähntem Grund bildet der Kapitalstock eine Ausnahme. Unterschiede zeigen sich auch für die Arbeitsmarktvariablen Beschäftigung und Arbeitsproduktivität. Während die Quartalswerte dieser beiden Reihen nur schwach autokorreliert sind, weisen die entsprechenden Jahreswerte eine relativ hohe Persistenz auf. Für die „neuen Variablen“ kann eine eher geringe Autokorrelation des Energieeinsatzes festgestellt werden. Der Ölpreis weist hingegen eine relativ hohe Autokorrelation erster Ordnung auf.

Die in diesem Kapitel verwendeten erweiterten RBC-Modelle sollen nicht nur anhand ihrer Fähigkeiten beurteilt werden, die bisher diskutierten Momente zu reproduzieren. Zusätzlich soll geprüft werden, ob die empirisch messbaren Reaktionen der wichtigsten endogenen Variablen nach einem Öl-

preisschock von den erweiterten Modellen erklärt werden können. Auch um einen Gegenpol zu den verwendeten, mit einer Vielzahl theoretisch motivierter Restriktionen versehenen DSGE-Modellen zu schaffen, soll die Quantifizierung dieser Reaktionen zunächst möglichst theorieilos erfolgen.

Hierzu bietet sich ein Vektorautoregressives Modell (VAR-Modell) an. Ein VAR-Modell ist ein Mehrgleichungsmodell, in dem alle verwendeten Variablen als endogen angesehen werden. Somit wird auf eine theoriegestützte Festlegung exogener und endogener Variablen verzichtet. Diese Vorgehensweise hat allerdings den Nachteil, dass nicht zwischen einem Ölpreisschock im eigentlichen Sinne und anderen Veränderungen des Ölpreises unterschieden wird. Problematisch ist dies insbesondere dann, wenn ein substanzieller Teil der Ölpreisschwankungen durch die Nachfrageveränderungen in den am meisten Öl verbrauchenden Industriestaaten verursacht wird. In diesem Fall wären Konjunktur und Ölpreis positiv miteinander korreliert, und der im VAR-Modell geschätzte negative Zusammenhang zwischen Ölpreissteigerungen und Konjunktur wäre zu gering bzw. im Extremfall würde sogar ein positiver Zusammenhang gemessen. In den verwendeten allgemeinen Gleichgewichtsmodellen ist eine solche *reverse causation*, also eine positive Beeinflussung des Ölpreises durch eine erhöhte Produktion, nicht möglich, so dass die in den Modellökonomien auftretenden Effekte ausschließlich durch exogene Ölpreisschocks im eigentlichen Sinne hervorgerufen werden. In der Vergangenheit waren insbesondere größere Ölpreissteigerungen durch politische Krisen im Nahen und Mittleren Osten verursacht und können so als exogene Schocks angesehen werden (Barsky, Kilian 2004: 125–131; Bernanke et al. 1997: 93; Cuñado, Gracia 2003: 137). In jüngerer Zeit hat allerdings insbesondere der „Erdöhlunger“ der aufstrebenden Schwellenländer außerhalb der OECD – insbesondere Chinas und Koreas – zu nachfrageseitig verursachten Steigerungen des Ölpreises geführt (Brown et al. 2004: 14–15). Trotzdem kann auch für jüngere Zeiträume zumindest für die US-Wirtschaft keine endogene Rolle von Ölpreisschocks nachgewiesen werden (Hooker 1996a: 202–203).

In einem VAR-Modell wird zunächst davon ausgegangen, dass eine Volkswirtschaft durch ein dynamisches, lineares, stochastisches Gleichungssystem mit folgender reduzierten Form beschrieben werden kann

$$x_t = A_1 x_{t-1} + A_2 x_{t-2} + \dots + A_j x_{t-j} + \varepsilon_t^{VAR} = \sum_{i=1}^j A_i x_{t-i} + \varepsilon_t^{VAR}.$$

Da in der reduzierten Form keine Korrelationen zwischen Störtermen und Regressoren auftreten, kann das Modell mit Hilfe der OLS-Methode geschätzt werden<sup>7</sup>. Bei der Spezifikation eines VAR-Modells ist zunächst eine

<sup>7</sup> Enders (1995: 302). Zur Identifizierung der strukturellen Form vgl. Leeper et al. (1996). Da die Analyse an dieser Stelle bewusst theorieilos erfolgen soll, wird das Identifikationsproblem hier nicht weiter diskutiert.

adäquate Lag-Ordnung auszuwählen. Bei der Wahl der Lag-Ordnung ( $j$ ) müssen zwei gegenläufige Effekte berücksichtigt werden. Wird  $j$  zu niedrig gewählt, ist das Modell aufgrund autokorrelierter Residuen fehlspezifiziert. Werden zu viele Lags berücksichtigt, gehen zu viele Freiheitsgrade verloren, und es kann zu instabilen Koeffizientenschätzungen kommen (Enders 1995: 313; Schlittgen, Streitberg 1999: 332–342). Zur Festlegung der Lag-Ordnung werden üblicherweise statistische Informationskriterien herangezogen<sup>8</sup>. Hierbei zeigt sich, dass je nach Art und Anzahl der einbezogenen Variablen und des zu Rate gezogenen Informationskriteriums unterschiedliche Lag-Ordnungen resultieren können. Im Folgenden wird eine Lag-Ordnung von zwei gewählt, da diese trotz der im Vergleich zur Lag-Ordnung eins auftretenden größeren Anzahl von Koeffizienten nach den meisten Informationskriterien favorisiert werden muss<sup>9</sup>.

Um die IRF des VAR-Modells besser mit den IRF der allgemeinen Gleichgewichtsmodelle vergleichen zu können, erscheint es weiterhin sinnvoll, die Unsicherheit in Bezug auf die Entwicklung des Ölpreises nach einem anfänglichen Impuls aus dem Modell zu eliminieren. Mit anderen Worten sollen die IRF die Reaktion der anderen Variablen nach einem Anstieg des Ölpreises um 1% für den Fall abbilden, dass der Ölpreis nach dem anfänglichen Impuls ohne weitere zufällige Schwankungen gemäß dem auch bei Kalibrierung der erweiterten RBC-Modelle geschätzten Verhalten zu seinem Gleichgewichtswert zurückkehrt. Dies lässt sich relativ einfach bewerkstelligen, indem man die Residuen des bei der Modellkalibrierung geschätzten AR(1)-Prozesses ( $\varepsilon_t^P$ ) in das VAR-Modell als exogene Variable aufnimmt<sup>10</sup>. Die IRF werden also letztendlich mit Hilfe des folgenden Modells errechnet

$$(75) \quad x_t = A_1 x_{t-1} + A_2 x_{t-2} + B z_t + \varepsilon_t^{VAR}$$

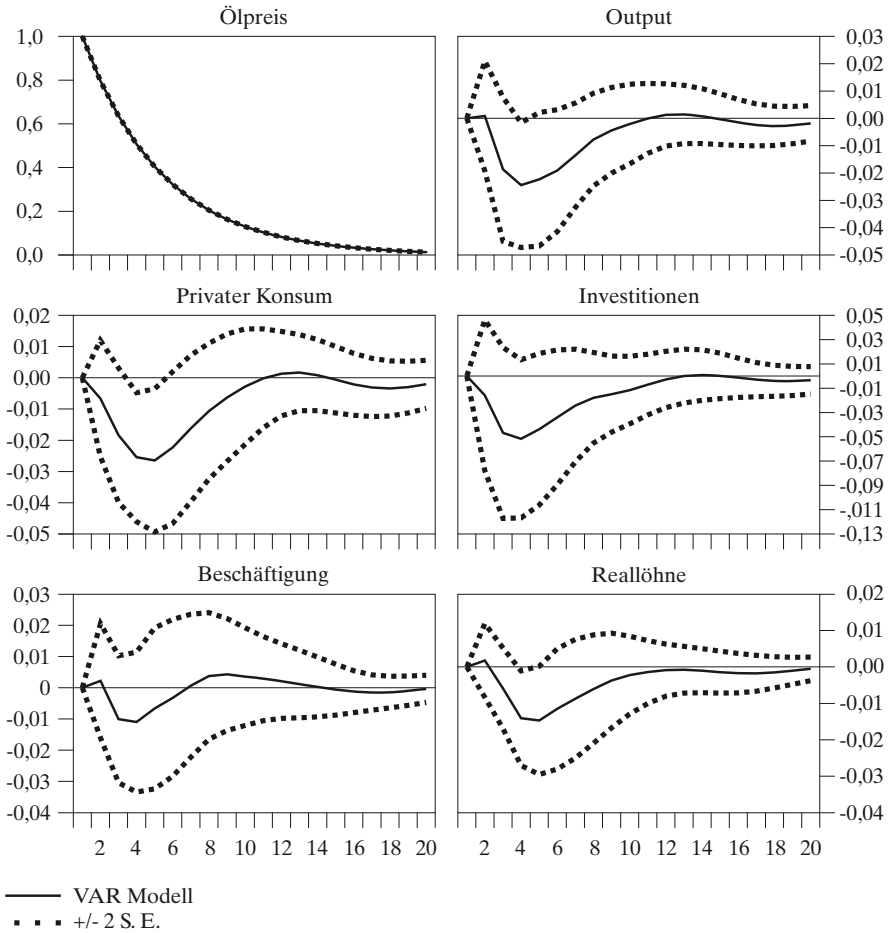
mit  $x_t = (P_t \ y_t \ c_t \ i_t \ N_t \ w_t)$  und  $z_t = (\varepsilon_t^P)$ . Schaubild 20 zeigt die IRF der Variablen des VAR-Modells nach einem einprozentigen Anstieg des Ölpreises um 1% in der ersten Periode. Durch die Aufnahme der Residuen aus Gleichung (104) bzw. (158) in das geschätzte VAR-Modell konnte erreicht werden, dass der Ölpreis mit Bestimmtheit gemäß dem Persistenzparameter des geschätzten AR(1)-Prozesses ( $\rho_1^P$ ) stetig zu seinem Gleichgewichtswert zurückkehrt. Bis der Ölpreis diesen wieder erreicht hat, vergehen ungefähr 20 Perioden, so dass die Abweichungen der anderen endogenen Variablen demzufolge ebenfalls persistent sind.

<sup>8</sup> Für eine Diskussion dieser Kriterien vgl. Lütkepohl (2005: 146–157).

<sup>9</sup> Für eine Lag-Länge von zwei sprechen die sequenziell modifizierte LR-Teststatistik, der finale Prognosefehler, das Akaike's Information Kriterium (AIC-Kriterium) und das Hannan-Quinn-Kriterium (HQ-Kriterium). Eine Lag-Länge von eins müsste hingegen gemäß dem Schwarz-Kriterium (SIC-Kriterium) bevorzugt werden. (Aufgrund des relativ geringen Stichprobenumfangs besteht nur die Wahl zwischen einer Lag-Länge von eins oder zwei).

<sup>10</sup> Die Koeffizienten des Ölpreisprozesses werden in Abschnitt 3.2 und 4.2 kalibriert.

Schaubild 20

**Impuls-Antwort-Funktionen nach einem einmaligen Anstieg des Ölpreises um 1% im VAR-Modell**


Eigene Berechnungen.

Ein Anstieg des Ölpreises um 1% führt gemäß dem hier geschätzten VAR-Modell zu einem Rückgang des Outputs, des privaten Konsums, der Investitionen, der Beschäftigung und der Reallöhne. Unterschiede zwischen den Variablen ergeben sich in Bezug auf das Ausmaß und die Persistenz der einzelnen Reaktionen. Output und privater Konsum sinken um bis zu 0,02%, wobei der Output in der ersten Periode eine ganz leicht positive Reaktion aufweist. Der größte Rückgang stellt sich bei diesen Variablen nach etwa vier Perioden ein. Der Rückgang der Investitionen ist mit knapp über 0,04% etwa

doppelt so hoch. Außerdem erfolgt die Reaktion schneller, so dass der größte Rückgang hier bereits nach drei Perioden zu verzeichnen ist.

Eine Ausnahme stellen die Arbeitsmarktvariablen Beschäftigung und Reallohn dar. Erstens steigt die Beschäftigung nach einem Anstieg des Ölpreises zunächst leicht an. Zweitens fällt die anschließende negative Reaktion der Beschäftigung mit knapp 0,01% nach drei bis vier Perioden geringer aus als die Reaktion der anderen Variablen. Drittens lässt sich bereits nach sechs Perioden wiederum eine positive Reaktion der Beschäftigung feststellen. Das Ausmaß dieser positiven Reaktion ist etwas geringer als das der negativen Reaktion und ebenfalls persistenter Natur. Die Reallöhne steigen nach einem Anstieg des Ölpreises zunächst ebenfalls leicht an. Nach drei Perioden sinken sie aber unter ihr anfängliches Niveau. Das maximale Ausmaß des Rückgangs beträgt etwas über 0,01% und ist nach fünf Perioden erreicht. Die maximale negative Reaktion der Reallöhne erfolgt damit etwa ein Jahr nach der maximalen negativen Reaktion der anderen Variablen.

Betrachtet man die positiven und negativen Abweichungen des Mittelwerts der geschätzten IRF um zwei Standardabweichungen (gestrichelte Linien), ist die Schätzung der Reaktion der fünf betrachteten Variablen mit großer Unsicherheit verbunden. Letztlich kann aus statistischer Sicht nur in Bezug auf den Output, den privaten Konsum und die Reallöhne mit hinreichend großer Sicherheit von einer negativen Reaktion nach einem Anstieg des Ölpreises ausgegangen werden. Außerdem gilt auch dies nur für wenige Perioden. Der Rückgang der Investitionen und der Beschäftigung ist hingegen zu keinem Zeitpunkt signifikant.

Somit kann insgesamt festgehalten werden, dass alle fünf in das VAR-Modell aufgenommenen Variablen im Durchschnitt die erwartete negative und persistente Reaktion nach einem Anstieg des Ölpreises zeigen. Allerdings führt der relativ kleine Stützbereich (32 Beobachtungen) dazu, dass die Reaktionen bis auf wenige Ausnahmefälle nicht signifikant sind. Gemäß formaler statistischer Kriterien lässt sich mit Hilfe des VAR-Modells also kaum ein eindeutiger Zusammenhang zwischen Ölpreisschocks und konjunktureller Entwicklung nachweisen. Außerdem sprechen IRF der im Folgenden evaluierten DSGE-Modelle aus statistischen Gründen somit nur dann eindeutig für eine Fehlspezifikation dieser Modelle, wenn diese die Grenzen der gestrichelten Linien in Schaubild 20 durchbrechen.

Ein Vergleich mit der Literatur zeigt, dass die hier geschätzte Reaktion des Ölpreises mit anderen Forschungsergebnissen vergleichbar ist. Insbesondere weisen die IRF den typischen u-förmigen Verlauf auf. Das bedeutet, die relevanten Variablen reagieren unmittelbar nach einem Anstieg des Ölpreises nur wenig (bzw. hier teilweise sogar positiv), der größte Rückgang erfolgt erst mit

gewisser Zeitverzögerung. Anschließend kehren sie langsam wieder zu ihrem Ausgangswert zurück<sup>11</sup>.

## 2. Grundsätzliche theoretische Überlegungen

Hinsichtlich der genauen Gründe, weshalb Ölpreisschocks in industrialisierten Volkswirtschaften Veränderungen des Outputs zufolge haben, besteht unter den Ökonomen wenig Einigkeit (Cuñado, Gracia 2003: 138; Rotemberg, Woodford 1996: 549). Zunächst führt ein exogener Anstieg des Ölpreises zu einer Verknappung eines wichtigen Produktionsfaktors<sup>12</sup>. Ölpreisschocks wirken gemäß dieses Transmissionskanals also als „klassischer“ Angebotsschock, da sie ähnlich wie negative Technologieschocks die gesamtwirtschaftliche Produktion verteuern und so zu einem Rückgang des Outputs und anderer makroökonomischer Variablen führen. Durch Simulation eines erweiterten RBC-Modells mit unteilbarer Arbeitszeit wurden diese Effekte für die USA erstmals durch eine Untersuchung zu Beginn der neunziger Jahre quantifiziert. Die Simulationsergebnisse zeigten, dass über diesen Transmissionskanal zwischen 16% und 35% der Fluktuationen des amerikanischen Outputs erklärt werden können. Der größere Erklärungsbeitrag ergibt sich im Falle einer reinen Cobb-Douglas-Produktionsfunktion, und der kleinere Wert kommt zustande, wenn man annimmt, dass die Substitutionselastizität zwischen Energie- und Kapitaleinsatz kleiner als eins ist<sup>13</sup>.

Wie stark ein Anstieg des Ölpreises die Produktion dämpft, hängt im Rahmen dieses ersten Transmissionskanals also insbesondere vom Verhältnis des Wertes des Energieeinsatzes zum Wert des Outputs ab. Anders ausgedrückt entscheidet unter sonst gleichen Bedingungen der Anteil der Energiekosten über das Ausmaß der Wirkungen. In der US-amerikanischen Literatur wird überwiegend die Meinung vertreten, dass der Anteil der Energiekosten in entwickelten Volkswirtschaften zu gering ist, um die empirisch messbare Reaktion wichtiger makroökonomischer Variablen nach einem Ölpreisschock durch ein um den Energieeinsatz erweitertes Standard-RBC-Modell zu erklä-

<sup>11</sup> Rotemberg, Woodford (1996: 553–556). Die verbleibenden offensichtlichen Unterschiede zu den hier präsentierten IRF sind folgendermaßen zu erklären. Die hier geschätzte Reaktion ist schon deshalb geringer, da in dieser Untersuchung das gesamte BIP und nicht nur die private inländische Wertschöpfung als Bezugsgröße gewählt wird. Außerdem ist die Periodenlänge in dieser Arbeit viermal so hoch und der angenommene bzw. geschätzte Verlauf des exogenen Schockprozesses ein anderer.

<sup>12</sup> Im Rahmen dieser Arbeit wird wie erwähnt stets unterstellt, dass Ölpreisschocks mit den Veränderungen der Preise anderer Energieträger hoch korreliert sind.

<sup>13</sup> Kim, Loungani (1992: 182–186). Alle in diesem Kapitel verwendeten Modelle werden so kalibriert, dass die Substitutionselastizität zwischen Energie und Kapitaleinsatz der von Kim, Loungani (1992) als CES-Fall bezeichneten Annahme entspricht.



ren<sup>14</sup>. Um dieses Argument zu erhärten, kalibrieren Rotemberg/Woodford (1996) in einer Studie zunächst ein einfaches Ein-Sektor-Wachstumsmodell. Mit Hilfe dieses Ansatzes kann (wie von den Autoren erwartet) keine sehr große Wirkung von Ölpreisschocks hergeleitet werden. Wegen des geringen Anteils der Energiekosten an den gesamten Grenzkosten führt ein Anstieg des Ölpreises um 1% innerhalb dieses Modells gemäß numerischer Berechnungen zu einem Rückgang des Outputs von nur 0,05%, während der in der gleichen Studie verwendeten Datensatz einen Rückgang des Outputs von 0,25% impliziert (Rotemberg, Woodford 1996: 549–556).

Da die empirisch messbaren Effekte von Ölpreisveränderungen teilweise deutlich größer sind als die in einem Standard-RBC-Modell erklärbaren, wird häufig die Meinung vertreten, dass die Effekte von Ölpreisschocks in der Realität durch Rigiditäten im Wirtschaftssystem und/oder wirtschaftspolitische Maßnahmen verstärkt werden. Eine erste Möglichkeit ist die Annahme von unvollständigem Wettbewerb. Mit Hilfe dieses Konzepts lassen sich die empirisch messbaren Effekte eines Ölpreisanstiegs im Rahmen eines erweiterten RBC-Modells erklären. Denn im Falle eines Anstiegs des Ölpreises steigt bei unvollständiger Konkurrenz auch der *mark-up* und die direkten Effekte des Produktionskostenanstiegs werden verstärkt. Während ein Modell mit vollständigem Wettbewerb dies nicht leisten kann, lässt sich mit Hilfe eines erweiterten RBC-Modells mit unvollständigem Wettbewerb und flexiblen *mark-ups* die in einem VAR-Modell für USA gemessene Reaktion der Wertschöpfung nach einem Anstieg des Ölpreises sowohl in ihrem Ausmaß wie auch in ihrem u-förmigen Verlauf erklären (Rotemberg, Woodford 1996: 555–572).

In anderen Studien wird angenommen, dass Kapital- und Energieeinsatz in einer komplementären Beziehung zueinander stehen. In diesem Fall hat ein höherer Ölpreis neben einem geringeren Energieeinsatz automatisch auch eine geringere Kapitalnutzungsintensität zur Folge. Neben dem Rückgang des Outputs über einen direkten Transmissionskanal bietet dieser Ansatz einen zusätzlichen indirekten Transmissionskanal durch Effekte auf die Produktivität des Kapitalstocks. Der Outputrückgang ist damit ausgeprägter als in Modellen ohne eine komplementäre Beziehung zwischen beiden Produktionsfaktoren. Für die USA kann mit Hilfe eines kalibrierten DSGE- Modells mit energieabhängiger Kapitalnutzungsintensität die geschätzte Reaktion der Wertschöpfung nach einem Anstieg des Ölpreises sowohl in ihrem Ausmaß wie auch in ihrem u-förmigen Verlauf ebenfalls erklärt werden. Somit ist die Annahme unvollständigen Wettbewerbs für das theoretische Verständnis der

<sup>14</sup> Wie für andere industrialisierte Länder ergibt sich für Deutschland gemäß dem verwendeten Datensatz ein durchschnittliches Verhältnis von Energiekosten und Output von knapp 2,5%. Für die USA beträgt der entsprechende Quotient 4% (Rotemberg, Woodford 1996: 557–558). Da die Bezugsgröße im letztgenannten Fall nur die inländische Wertschöpfung ist, ergibt sich automatisch ein größerer Wert.

Wirkungen von Ölpreisschocks nicht essenziell<sup>15</sup>. Empirisch lässt sich eine komplementäre Beziehung zwischen Energie und Kapital allerdings nicht nachweisen (Hulten et al. 1989; Bohi 1991: 157–158).

Steigende Ölpreise lassen sich weiterhin als Steuer auf Produktion und Einkommen zu Lasten Öl importierender Länder und zu Gunsten Öl exportierender Länder interpretieren. Steigende Ausgaben für Ölimporte führen somit zu einer Reduktion des laufenden und des permanenten Einkommens der privaten Haushalte im Inland und somit zu geringerer Kaufkraft und zu einer geringeren Nachfrage (Barsky, Kilian 2004: 120). Allerdings ist der Vermögenstransfer der Öl importierenden Industriestaaten in die Öl exportierenden Länder relativ zum Output eher gering (Olson 1988: 49–50). Außerdem führen Ölpreisschocks nur dann zu einer geringeren Inlandsnachfrage, wenn die Öl produzierenden Länder den heimischen Nachfrageausfall nicht kompensieren. Historisch betrachtet kann der Zuwachs der Nachfrage in den Öl exportierenden Ländern die gesunkene Nachfrage im Innland allerdings nicht kompensieren (Barsky, Kilian 2004: 120; Brown et al. 2004: 3).

Schließlich lassen sich auch in Modellen einer kleinen offenen Volkswirtschaft Effekte von Ölpreissteigerungen erklären, welche die durch die Verteuerung der gesamtwirtschaftlichen Produktion direkt erklärbaren Effekte übersteigen. Bei diesem Ansatz ist die Annahme entscheidend, dass der Realzins durch ein konstantes Weltzinsniveau vorgegeben ist. Dadurch ist es nicht möglich, dass der Realzins einen prozyklischen Verlauf aufweist und somit konjunkturglättend wirken kann. In einem entsprechenden Modell für Spanien führt ein Anstieg des Ölpreises um 1% zu einem Rückgang des Outputs um knapp 0,03%. Außerdem können bis zu 60% der Outputfluktuationen durch Ölpreisschwankungen erklärt werden (De Miguel et al. 2003: 54–59). In einem identisch spezifizierten Modell für Deutschland zeigt der Output eine sehr ähnliche Reaktion. Ein Anstieg des Ölpreises um 1% hat in Deutschland demnach einen Outputrückgang von bis zu 0,04% zur Folge. Allerdings sind die Ergebnisse in dieser Modellspezifikation auch von der Höhe der (relativ willkürlich kalibrierten) Kapitalanpassungskosten abhängig. Außerdem ist fraglich, ob Deutschland wirklich den Annahmen einer kleinen offenen Volkswirtschaft genügt, d.h. insbesondere das Zinsniveau tatsächlich exogen fixiert ist und in keiner Weise von inländischen Variablen abhängt (Schmidt, Zimmermann 2005).

Aufgrund der Schwierigkeiten bei der Herleitung theoretischer Erklärungen für direkte Effekte lassen sich in der Literatur auch Ansätze finden, die über

---

<sup>15</sup> Finn (2000). Wie erwähnt sind die in den Studien von Rotemberg, Woodford (1996) und Finn (2000) diskutierten Reaktionen in ihrer absoluten Höhe nicht direkt mit den Ergebnissen anderer Studien und mit den Ergebnissen dieser Arbeit vergleichbar, da die Bezugsgröße in den erstgenannten Fällen nicht der komplette Output der USA, sondern nur die inländische private Wertschöpfung ist. Die gemessene und erklärte Reaktion ist somit in diesen Studien c.p. höher.

Verhaltensänderungen der Wirtschaftssubjekte indirekte Effekte von Ölpreisveränderungen herleiten. Mögliche indirekte Effekte kommen durch einen Rückgang der Nachfrage nach energieintensiven Produkten und einen daraus resultierenden Beschäftigungsrückgang in diesem Sektor zustande. Nimmt man weiterhin an, dass intersektorale Anpassungen nicht kosten- bzw. friktionslos erfolgen, führt ein Anstieg des Ölpreises zu unfreiwilliger Arbeitslosigkeit und einem verstärkten Rückgang der gesamtwirtschaftlichen Produktion (Hamilton 1988: 610–613; Lilien 1982). Allerdings findet man für solche Effekte empirisch wenig Anhaltspunkte. Beispielsweise lässt sich kein substanzieller Rückgang des Absatzes von Automobilen in den USA in Folge großer Ölpreissteigerungen feststellen. Gleiches gilt für andere langlebige Konsumgüter (Barsky, Kilian 2004: 121–122).

In einem weiteren Ansatz wird argumentiert, dass die Firmen auf Ölpreissteigerungen mit dem Aufschub von eigentlich geplanten Investitionen reagieren. Dieses Konzept basiert auf zwei zentralen Annahmen: Zum einen sind Investitionsprojekte aus ökonomischer Sicht irreversibel, d.h. ein bestimmtes Investitionsprojekt kann nicht für ein alternatives Projekt verwendet werden. Zum anderen steigen die verfügbaren Informationen in Bezug auf die zukünftige wirtschaftliche Entwicklung und die Rentabilität der Investition mit der Zeit an. Sind die Investoren in Bezug auf wichtige Einflussgrößen für die Rentabilität ihrer Projekte unsicher und können beispielsweise einen starken Anstieg des Ölpreises nicht ausschließen, kann es für sie lohnend sein, mit einem Aufschub geplanter Investitionen zu reagieren. Innerhalb dieses Modellrahmens lösen (erwartete) Ölpreissteigerungen somit einen Investitionszyklus aus und haben daher c.p. größere und persistenterere Effekte (Bernanke 1983: 96–102). Allerdings sprechen einige empirische Fakten gegen diesen Ansatz. Insbesondere ist in den USA kein substanzieller Rückgang der Investitionen nach starken Ölpreisanstiegen festzustellen (Barsky, Kilian 2004: 122).

In anderen Studien wird die Wirtschaftspolitik und insbesondere der Geldpolitik für die Rezessionen nach Anstiegen des Ölpreises zumindest mitverantwortlich gemacht. In Erwartung steigender Inflationsrisiken insbesondere durch Zweitrundeneffekte kann es nach Ölpreissteigerungen zu Zinserhöhungen durch die Notenbank kommen. In verschiedenen Studien wird argumentiert, dass die restriktive Geldpolitik der amerikanischen Notenbank insbesondere in den siebziger Jahren maßgeblich zur Entstehung der Rezession nach der ersten Ölkrise beigetragen hat. Ausgangspunkt der Analyse ist die Beobachtung, dass allen großen Rezessionen in den USA ein Anstieg des Ölpreises und restriktive geldpolitische Impulse vorausgingen. Strukturelle VAR-Modelle für die USA deuten darauf hin, dass die endogene antizipierbare Reaktion der amerikanischen Notenbank für einen Großteil und in manchen Fällen sogar für fast alle rezessiven Effekte von Ölpreissteigerungen verantwortlich ist. Somit kann mit Hilfe dieses Ansatzes ebenfalls erklärt werden,

dass die empirisch messbaren Effekte von Ölpreisschocks in den USA größer sind als die in einem Standard-RBC-Modell erklärbaren (Bohi 1989; Bernanke et al. 1997). Allerdings muss in diesem Zusammenhang kritisch angemerkt werden, dass die amerikanische Notenbank schon acht Monate vor dem Peak des Ölpreises im Jahre 1973 auf einen restriktiven geldpolitischen Kurs eingeschwenkt ist (Barsky, Kilian 2004: 123; Bernanke, Mihov 1998). Außerdem ist es umstritten, ob ein konstanter Notenbankzins wirklich gleichbedeutend mit einer neutralen Geldpolitik ist. Nimmt man stattdessen an, dass sich neutrale Geldpolitik in einem konstanten Nominaleinkommen niederschlägt, kann keine restriktive Rolle der Geldpolitik in den USA infolge von Ölpreisschocks nachgewiesen werden (Brown et al. 2004: 7). In einer neueren Arbeit wird ebenfalls versucht zu analysieren, in welchem Ausmaß die Geldpolitik zur Verstärkung der Effekte von Ölpreisschocks beigetragen hat. Ergebnis der Analyse ist, dass die Geldpolitik in den USA seit 1979 für 40% der Rückgänge des Outputs nach Ölpreissteigerungen verantwortlich ist. In weiteren Simulationen wird allerdings deutlich, dass auch alternative geldpolitische Regimes nicht in der Lage gewesen wären, die negativen konjunkturellen Effekte dieses Angebotschocks vollständig auszugleichen (Leduc, Sil 2003).

Ein weiterer indirekter Wirkungskanal ergibt sich, wenn die Mechanismen einer Lohn-Preis-Spirale wirksam sind. Das bedeutet konkret, die Arbeitnehmer richten sich bei ihren Nominallohnforderungen nach der vergangenen Inflationsrate und die Firmen setzen ihre Preise in Abhängigkeit des letzten Nominallohnanstiegs. Unter diesen Annahmen führt ein Anstieg der Energiekosten zu höheren Preisen und somit auch zu höheren Nominallöhnen, sofern dies von der Zentralbank nicht verhindert wird. Sorgen die genannten Mechanismen dafür, dass die Reallöhne infolge der gestiegenen Produktionskosten nicht zurückgehen, wird der Rückgang des Outputs infolge der höheren Produktionskosten durch einen geringeren Einsatz des Faktors Arbeit verstärkt (Bruno, Sachs 1985: 88–153). Obwohl dieser Ansatz auf den ersten Blick gerade im Hinblick auf hoch regulierte Arbeitsmärkte in Kontinentaleuropa plausibel erscheint, deuten die Ergebnisse empirischer Untersuchungen (allerdings zumeist für die USA) aber darauf hin, dass die Reallöhne nach Anstiegen des Ölpreises eher sinken (Bohi 1989, 1991: 155–157; Keane, Prasad 1996; Rotemberg, Woodford 1996: 550, 553–555).

Schließlich lassen sich in der Literatur theoretische Ansätze finden, die insbesondere die wirtschaftliche Entwicklung in den USA während und kurz nach den beiden großen Ölkrisen zu Beginn und am Ende der siebziger Jahre erklären wollen. Insbesondere stellt sich die Frage, warum die Rezession nach dem ersten Ölpreisschock viel stärker ausfiel, als dies von einem erweiterten RBC-Modell erklärt werden kann, warum außerdem der größte Rückgang des Outputs erst über ein Jahr nach dem Peak des Ölpreises auftrat. Zusätzlich stellen die starke Erholung der US-Wirtschaft zum Ende der siebziger

## Übersicht 2

**Ausgewählte DSGE-Modelle mit Ölpreisschocks**

Autor(en)	Art des Modells und sonstige Bemerkungen	Land
Kim, Loungani (1991)	RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit	USA
Rotemberg, Woodford (1996)	RBC-Modell mit unvollständigem Wettbewerb	USA
Finn (2000)	RBC-Modell mit energieabhängiger Kapitalintensität	USA
De Miguel et al. (2003)	RBC-Modell einer kleinen offenen Volkswirtschaft	Spanien
Leduc, Sill (2004)	RBC-Modell mit unvollständigem Wettbewerb, Rigiditäten, energieabhängiger Kapitalintensität und verschiedenen geldpolitischen Regimes	USA
Schmidt, Zimmermann (2005)	RBC-Modell einer kleinen offenen Volkswirtschaft	Deutschland
Aguiar-Conraria, Wen (2005)	RBC-Modell mit Multiplikator-Akzelerator-Mechanismus	USA

Jahre trotz weiterhin hoher Ölpreise und der damit verbundene sehr starke Anstieg der Investitionen eine Art „Puzzle“ dar. In einer neueren Studie werden diese Phänomene mit Hilfe eines erweiterten RBC-Modells mit unvollständigem Wettbewerb bzw. energieabhängiger Kapitalnutzungsintensität erklärt. Durch die Annahme steigender Skalenerträge auf privater oder Firmenebene können zusätzlich Multiplikator-Akzeleratorprozesse ausgelöst werden, die in der Lage sind, die Phänomene in der durch extreme Ölpreisanstiege gekennzeichneten Periode zu erklären (Aguiar-Conraria, Wen 2005). Die aus dem Modell resultierenden, durch abnehmende Schwingungen gekennzeichneten IRF scheinen aber nur für diese Extremperiode einen sinnvollen Erklärungsansatz zu bieten, da sie dem üblichem und auch im Rahmen dieser Arbeit geschätzten u-förmigen Verlauf widersprechen (Aguiar-Conraria, Wen 2005: 20; Rotemberg, Woodford 1996: 553–556; Schaubild 20).

Übersicht 2 fasst ausgewählte Studien zusammen. In allen aufgeführten Arbeiten wird die Reaktion bestimmter Variablen oder der grundsätzliche Einfluss von Ölpreisschocks mit Hilfe von DSGE-Modellen quantifiziert. Insgesamt zeigen die Überlegungen, dass sich die theoretisch erklärbaren Effekte von Ölpreisschocks auf Output und andere makroökonomische Variablen je nach angenommenen Transmissionskanälen stark unterscheiden. Insbesondere für die USA wird aber argumentiert, dass ein Standard-RBC-Modell nur Effekte erklären kann, welche gemessen an den empirisch ermittelbaren Reaktionen zu gering sind.

Wie bereits erwähnt, ist es umstritten, ob Ölpreisschocks in der heutigen Zeit immer noch die gleichen Effekte auf die industrialisierten Volkswirtschaften haben wie zu Zeiten der beiden Ölkrisen am Anfang und am Ende der siebziger

ger Jahre. Mögliche Gründe für eine abnehmende bzw. geringere Bedeutung von Ölpreisschocks ergeben sich unmittelbar aus den oben beschriebenen Transmissionskanälen.

Auf der einen Seite könnte es sein, dass Ölpreisschocks asymmetrische Reaktionen hervorrufen. In diesem Falle würden jegliche Veränderungen des Ölpreises auch negative Effekte auf Output und Beschäftigung haben, und als erklärende Variable müsste eine veränderte Spezifikation eines Ölpreisschocks gewählt werden. Für solche Asymmetrien können aus theoretischer Sicht grundsätzlich alle genannten indirekten Ansätze verantwortlich gemacht werden. Die empirische Evidenz deutet darauf hin, dass insbesondere Konzepte, welche Anpassungs- und Koordinierungskosten oder steigende Unsicherheit infolge größerer Volatilität des Ölpreises berücksichtigen, für asymmetrische Reaktionen verantwortlich gemacht werden können. Eine asymmetrische Reaktion der Geldpolitik kann hingegen mit einer relativ großen Wahrscheinlichkeit ausgeschlossen werden (Brown et al. 2004: 12).

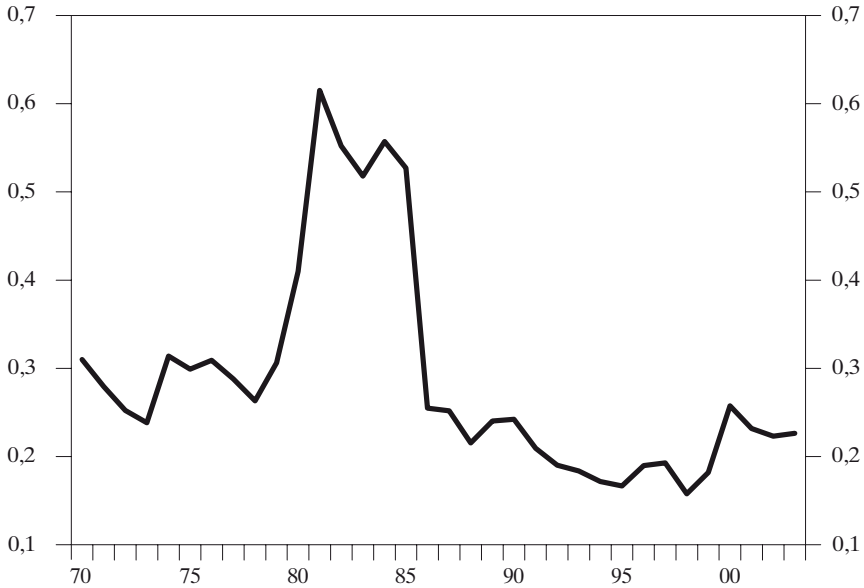
Auf der anderen Seite deuten empirische Untersuchungen für die USA darauf hin, dass der Zusammenhang zwischen Ölpreisveränderungen und den relevanten makroökonomischen Variablen tatsächlich grundsätzlich schwächer geworden ist, und zwar unabhängig von der genauen Definition eines Ölpreisschocks (Hooker 1996a: 203–206). Zunächst könnte sich die Reaktionsfunktion der Notenbanken in den Öl importierenden Ländern grundsätzlich verändert haben. Ein wesentlich naheliegenderer Grund – und zwar ganz gleich, ob die Effekte von Ölpreisschocks durch zusätzliche Faktoren verstärkt werden oder nicht – ist allerdings, dass die Bedeutung fossiler Energieträger als Input- bzw. Kostenfaktor für die gesamtwirtschaftliche Produktion zurückgegangen ist. Ein kontinuierlicher Rückgang des Verhältnisses von Energieeinsatz und Output kann sowohl für die USA, als auch für Deutschland beobachtet werden (Schaubild 21; Brown et al. 2004: 14). Dies führt aber nur dann zu einer geringeren Verwundbarkeit einer Volkswirtschaft gegenüber Ölpreisschocks, wenn der beobachtbare Rückgang des Energieeinsatzes nicht durch kontinuierliche (reale) Preissteigerungen kompensiert wird.

Schaubild 21 zeigt das Produkt aus Energieeinsatz und Ölpreis im Verhältnis zum BIP. Auch wenn der gleichmäßige Abwärtstrend des Energieeinsatzes durch die starken Schwankungen des Ölpreises insbesondere am Ende der siebziger Jahre überdeckt wird, zeigt sich, dass das durchschnittliche Verhältnis der Energiekosten zum Output in der ersten Hälfte des Untersuchungszeitraum größer war. Mit anderen Worten ist der Wert des Einsatzes fossiler Energieträger relativ zum Wert des Outputs und zum Wert der anderen eingesetzten Produktionsfaktoren (insbesondere dem Kapitaleinsatz) seit den siebziger Jahren kontinuierlich zurückgegangen.

Schaubild 21

**Energiewert im Verhältnis zum Output**

1970 bis 2003



Eigene Berechnungen nach Angaben des Statistischen Bundesamtes und der IEA.

Letztendlich soll die Frage nach einem veränderten Einfluss von Ölpreisschocks im Rahmen dieser Arbeit aus mehreren Gründen aber nicht weiter verfolgt werden. Zum einen sollen primär die zu Beginn des Kapitels genannten Fragestellungen beantwortet werden. Zum anderen würde eine Verkürzung des Untersuchungszeitraums die Unsicherheit in Bezug auf die zu schätzenden Momente der deutschen Volkswirtschaft stark erhöhen<sup>16</sup>.

In den in dieser Arbeit verwendeten, erweiterten RBC-Modellen für Deutschland werden die Effekte von Ölpreisschocks mit Hilfe von zwei theoretischen Ansätzen quantifiziert. Dabei erfolgt eine Konzentration auf den erstgenannten Transmissionskanal, d.h. Ölpreisveränderungen werden ausschließlich als klassische Angebotschocks verstanden, die grundsätzlich die gleichen ökonomischen Mechanismen auslösen wie Technologieschocks in

<sup>16</sup> Die Auswirkungen einer geringeren Bedeutung fossiler Energieträger als Input- bzw. Kostenfaktor für die gesamtwirtschaftliche Produktion werden in einer aktuellen Untersuchung von Schmidt, Zimmermann (2005) durch Simulation verschiedener RBC-Modelle für Deutschland quantifiziert. Sie kommen zu dem Ergebnis, dass der Effekt von Ölpreisschocks auf den Output in der Periode 1987 bis 2002 im Vergleich zum Zeitraum 1970 bis 1986 um etwa ein Drittel zurückgegangen ist. Ein ähnliches Ergebnis findet man für die USA (Brown, Yücel 1995).



einem Standard-RBC-Modell. Somit können diese nur durch eine freiwillige Veränderung der Produktion ausgelösten Effekte isoliert werden. Außerdem besitzt dieser Transmissionskanal im Vergleich zu den anderen genannten Effekten aus empirischer Sicht nach wie vor große Plausibilität. Nur mit Hilfe dieses Ansatzes können alle nach Ölpreisanstiegen beobachtbaren Phänomene, nämlich ein Rückgang des Outputs, ein Anstieg des Realzinses und ein Anstieg des Preisniveaus, simultan erklärt werden (Brown et al. 2004: 2–3).

Wie im vorangegangenen Kapitel werden insbesondere die Effekte auf die gesamtwirtschaftliche Beschäftigung durch weitere Annahmen verstärkt. In einem ersten Ansatz wird angenommen, dass die Arbeitszeit unteilbar ist, d.h. Individuen nur die Möglichkeit haben, eine exogen fixierte Anzahl Vollzeitzstunden oder gar nicht zu arbeiten. In einem zweiten Modellansatz wird zusätzlich unterstellt, dass die Arbeitgeber den Arbeitseinsatz ihrer Mitarbeiter nur unvollständig beobachten können<sup>17</sup>. Im Gegensatz zu „normalen“ Effizienzlohnmodellen werden „erwischte Drückeberger“ von den Firmen nicht entlassen, sondern müssen auf einen Teil ihrer Entlohnung verzichten. Ein großer Vorteil der Effizienzlohntheorie ist, dass diese eine gewisse Reallohnstarrheit, und dadurch auch eine größere Reaktion der Beschäftigung nach exogenen angebotsseitigen Schocks erklären kann. Somit ist anzunehmen, dass auch die Wirkung von Ölpreisschocks im Vergleich zum RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit zumindest in Bezug auf diese Variable verstärkt wird.

### 3. Ein RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit und Energie als drittem Produktionsfaktor

In diesem Abschnitt wird der Erklärungsgehalt von Ölpreisschocks für die deutsche Konjunktur zunächst mit Hilfe eines erweiterten RBC-Modells mit unteilbarer Arbeitszeit analysiert. Zu diesem Zweck wird das aus Abschnitt 2 im zweiten Kapitel bekannte Modell um den dritten Produktionsfaktor Energie ergänzt<sup>18</sup>.

<sup>17</sup> Die Wirkung von Ölpreissteigerungen auf die Höhe der gleichgewichtigen (Hochlohn-)Arbeitslosigkeit wurde bereits Ende der neunziger Jahre mit Hilfe eines deterministischen Effizienzlohnmodells analysiert (Carruth et al. 1998). Aufgrund des deterministischen Modellcharakters und der Fokussierung auf der Erklärung langfristiger Effekte besteht kein direkter Zusammenhang zu dieser Arbeit.

<sup>18</sup> Das erweiterte Modell entspricht somit dem von Kim, Loungani (1992) erstmals zur Erklärung der US-amerikanischen Konjunktur verwendeten. Analog zu den bisherigen Modellen gilt:  $b_t = B_t / X_t$ .



**3.1 Formale Modelldarstellung**

3.1.1 Herleitung von Effizienzbedingungen

*Das Nutzenmaximierungsproblem der repräsentativen Haushalte*

Die Präferenzen der repräsentativen Individuen entsprechen denen des Standard-*indivisible labor*-Modells, d.h. es gilt die Nutzenfunktion

$$u_t = \log c_t + \theta N_t \log(T - h).$$

Die Entwicklung des Kapitalstocks ( $k_t$ ) ändert sich im Vergleich zum zweiten Kapitel ebenfalls nicht, d.h.

$$(76) \quad \gamma k_{t+1} = (1 - \delta)k_t + i_t.$$

Der Konsum ( $c_t$ ) ergibt sich nach Abzug der Investitionen ( $i_t$ ) vom Lohn- und Zinseinkommen

$$(77) \quad c_t = w_t h N + R_t k_t - i_t.$$

Mit Hilfe dieser Funktionen lässt sich das Problem der repräsentativen Haushalte folgendermaßen formulieren

$$\max_{\{c_t, N_t, k_{t+1}\}_{t=0}^{\infty}} E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\log c_t + \theta N_t \log(T - h)] \right\}$$

unter Einhaltung von Gleichung (76) und (77). Hieraus ergeben sich zunächst die beiden bereits bekannten Bedingungen erster Ordnung

$$(78) \quad -\theta \log(T - h) = \frac{1}{c_t} w_t h,$$

$$(79) \quad \beta E_t \left\{ \frac{1}{c_{t+1}} [R_{t+1} + (1 - \delta)] \right\} = \frac{1}{c_t} \gamma.$$

*Das Gewinnmaximierungsproblem der repräsentativen Firmen*

Das eine Gut der Modellökonomie wird mit Hilfe einer verschachtelten CES-Produktionsfunktion folgender Spezifikation hergestellt

$$(80) \quad y_t = A_t (N_t h)^\alpha [(1 - \psi)k_t^{-\nu} + \psi b_t^{-\nu}]^{-\frac{1-\alpha}{\nu}}.$$

Somit kann eine Substitutionselastizität zwischen Kapital und Energie angenommen werden, die größer als eins ist, sofern  $\nu > 0$ . Wie oben erwähnt, stellt  $k_t$  den Kapitalstock in Periode  $t$  dar, der durch die Investitionsentscheidung der privaten Haushalte in der Periode  $t - 1$  bestimmt wurde.  $N_t h$  beschreibt

den Arbeitseinsatz und  $b_t$  den Energieeinsatz in Periode  $t$ . In jeder Periode maximieren die Firmen die Differenz aus Output und Faktorkosten. Die Entscheidung, wie viele Arbeitskräfte sie zu welchem Lohnsatz einstellen und wie viel Energie sie im Produktionsprozess einsetzen, treffen die Firmen nach Realisation des Ölpreisschocks und unter Berücksichtigung der totalen Faktorproduktivität ( $A_t$ ). Das Gewinnmaximierungsproblem der repräsentativen Firmen ergibt sich insgesamt als

$$\max_{\{N_t, k_t, b_t\}} \left\{ A_t (N_t h)^{\alpha} [(1-\psi)_t^{-\nu} + \psi b_t^{-\nu}]^{-\frac{1-\alpha}{\nu}} - w_t N_t h - k_t - P_t b_t \right\}$$

Neben den Gleichungen (77) bis (80) müssen somit die folgenden Bedingungen erster Ordnung zu jedem Zeitpunkt erfüllt sein

$$(81) \quad \alpha A_t (N_t h)^{\alpha-1} [(1-\psi)k_t^{-\nu} + \psi b_t^{-\nu}]^{-\frac{1-\alpha}{\nu}} = w_t,$$

$$(82) \quad (1-\alpha)(1-\psi)k_t^{-\nu} A_t (N_t h)^{\alpha} [(1-\psi)k_t^{-\nu} + \psi b_t^{-\nu}]^{-\frac{1-\alpha}{\nu}-1} = R_t,$$

$$(83) \quad (1-\alpha)\psi b_t^{-\nu-1} A_t (N_t h)^{\alpha} [(1-\psi)k_t^{-\nu} + \psi b_t^{-\nu}]^{-\frac{1-\alpha}{\nu}-1} = P_t.$$

Alle Produktionsfaktoren werden mit ihren jeweiligen Grenzprodukten entlohnt.

Insgesamt lässt sich das RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit und Energieeinsatz durch ein System von acht stochastischen Differenzgleichungen in den Variablen  $b, c, i, k, N, R, w$  und  $y$  beschreiben. Damit die Modellökonomie effiziente, d.h. wohlfahrtsmaximale Zeitpfade der makroökonomischen Variablen aufweist, müssen diese Bedingungen 1. Ordnung für jeden Zeitpunkt ( $t = 1, 2, \dots, \infty$ ) erfüllt sein<sup>19</sup>.

### 3.1.2 Gleichgewichtsanalyse im *steady state*

Befindet sich die Modellökonomie im *steady state*, treten keine vorübergehenden Ölpreis- oder Technologieschocks auf, so dass die (Zufalls-)Variable  $P_t$  ihren unbedingten Erwartungswert annimmt<sup>20</sup>. Der Wert der totalen Faktorproduktivität  $A_t$  beträgt im *steady state* wiederum eins. Der reale Zinssatz ergibt

<sup>19</sup> Wie bei der Analyse im zweiten Kapitel darf auch in den erweiterten Modellen die Transversalitätsbedingung zu keinem Zeitpunkt verletzt sein, d.h. es muss  $\lim_{t \rightarrow \infty} \beta^t \lambda_t k_{t+1} = 0$  gelten.

<sup>20</sup> Der unbedingte Erwartungswert des AR(1)-Prozesses  $\log(P_t) = \rho_0^p + \rho_1^p \log(P_{t-1}) + \varepsilon_t^p$  errechnet sich als  $P = \exp\left(\frac{\rho_0^p}{1-\rho_1^p}\right)$ .

sich – wie in den anderen Modellen – unmittelbar aus der deterministischen Version von Gleichung (79) als

$$(84) \quad R = \frac{\gamma}{\beta} - (1 - \delta).$$

Mit Hilfe der deterministischen Versionen der Gleichungen (82) und (83) und nach Substitution des *steady state*-Realzinses lässt sich das im *steady state* konstante Verhältnis von Energie und Kapitalstock als

$$\frac{b}{k} = \left\{ \frac{\beta(1-\psi)P}{\psi[\gamma - \beta(1-\delta)]} \right\}^{\frac{1}{-\nu-1}}$$

herleiten. Die Substitution dieser Beziehung in Gleichung (83) liefert das Verhältnis von Kapital und Beschäftigung

$$\frac{k}{N} = h \left\{ \frac{(1-\alpha)(1-\psi) \left[ (1-\psi) + \psi \left[ \frac{\beta(1-\psi)P}{\psi[\gamma - \beta(1-\delta)]} \right]^{\frac{-\nu}{-\nu-1}} \right]^{\frac{-1-\alpha}{\nu}-1}}{\frac{\gamma}{\beta} - (1-\delta)} \right\}^{\frac{1}{\alpha}}.$$

Nach Substitution dieses Ausdrucks und des *steady state*-Verhältnisses von Energie und Kapital in die erste Effizienzbedingung der repräsentativen Firma (Gleichung (81)) lässt sich der Reallohn berechnen als<sup>21</sup>

$$(85) \quad w = \alpha \Gamma_2^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} \left[ (1-\psi) + \psi \Gamma_1^{-\nu} \right]^{\frac{1-\alpha}{\nu}}.$$

Mit Hilfe dieses Ergebnisses und der deterministischen Version von Gleichung (78) lässt sich der Konsum im *steady state* leicht als

$$(86) \quad c = h \frac{\alpha \Gamma_2^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} \left[ (1-\psi) + \psi \Gamma_1^{-\nu} \right]^{\frac{1-\alpha}{\nu}}}{-\theta \log(T - h)}$$

21

$$\Gamma_1 = \left[ \frac{\beta(1-\psi)P}{\psi[\gamma - \beta(1-\delta)]} \right]^{\frac{1}{-\nu-1}}, \Gamma_2 = \frac{(1-\alpha)(1-\psi) \left[ (1-\psi) + \psi X_1^{-\nu} \right]^{\frac{1-\alpha}{\nu}-1}}{\frac{\gamma}{\beta} - (1-\delta)}.$$

herleiten. Die *steady state*-Beschäftigtenquote ergibt sich unter Verwendung der bereits errechneten Lösungen für den Konsum, den Reallohn und die Verhältnisse von Kapital zur Beschäftigung und von Energie zum Kapitalstock sowie durch Kombination der deterministischen Versionen der Gleichungen (77) und (76)<sup>22</sup>

$$(87) \quad N = \frac{\alpha \left[ (1 - \psi) + \psi \Gamma_1^{-\nu} \right]^{\frac{1-\alpha}{\nu}}}{-\theta \log(T - h) \left\{ \left[ (1 - \psi) + \psi \Gamma_1^{-\nu} \right]^{\frac{1-\alpha}{\nu}} + (1 - \gamma - \delta - P\Gamma_1) \Gamma_2 \right\}}.$$

Die Berechnung des *steady state*-Kapitalstocks erfolgt durch Substitution der Beschäftigtenquote in den bereits errechneten Ausdruck für das Verhältnis von Kapitalstock und Beschäftigtenquote

$$(88) \quad k = h \frac{\alpha \Gamma_2^{\frac{1}{\alpha}} \left[ (1 - \psi) + \psi \Gamma_1^{-\nu} \right]^{\frac{1-\alpha}{\nu}}}{-\theta \log(T - h) \left\{ \left[ (1 - \psi) + \psi \Gamma_1^{-\nu} \right]^{\frac{1-\alpha}{\nu}} + (1 - \gamma - \delta - P\Gamma_1) \Gamma_2 \right\}}.$$

Die *steady state*-Lösung für den zusätzlichen Produktionsfaktor Energie lässt sich leicht nach Substitution der Lösung des Kapitalstocks in das bereits errechnete Verhältnis von Energieeinsatz und Kapitalstock ableiten

$$(89) \quad b = h \frac{\alpha \Gamma_1 \Gamma_2^{\frac{1}{\alpha}} \left[ (1 - \psi) + \psi \Gamma_1^{-\nu} \right]^{\frac{1-\alpha}{\nu}}}{-\theta \log(T - h) \left\{ \left[ (1 - \psi) + \psi \Gamma_1^{-\nu} \right]^{\frac{1-\alpha}{\nu}} + (1 - \gamma - \delta - P\Gamma_1) \Gamma_2 \right\}}.$$

Der *steady state*-Wert des Outputs ( $y$ ) in Abhängigkeit der tiefen Parameter des Modells lässt sich anschließend berechnen, indem die bereits errechneten Werte der Produktionsfaktoren in die deterministische Version der Produktionsfunktion (Gleichung (80)) eingesetzt werden

$$(90) \quad y = h \frac{\alpha \Gamma_2^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} \left[ (1 - \psi) + \psi \Gamma_1^{-\nu} \right]^{\frac{2\alpha-1}{\nu}}}{-\theta \log(T - h) \left\{ \left[ (1 - \psi) + \psi \Gamma_1^{-\nu} \right]^{\frac{1-\alpha}{\nu}} + (1 - \gamma - \delta - P\Gamma_1) \Gamma_2 \right\}}.$$

<sup>22</sup> Außerdem wird ausgenutzt, dass die Produktion ( $y_t$ ) weiterhin der Summe der Faktoreinsatzmengen multipliziert mit ihren jeweiligen Preisen entspricht, d.h. analytisch ausgedrückt gilt:  $y_t = w_t h N_t + R_t k_t + P_t b_t$ .

Die letzte noch zu errechnende *steady state*-Lösung ergibt sich durch Einsetzen des Kapitalstocks in die deterministische Version der Kapitalakkumulationsgleichung (Gleichung (76))

$$(91) \quad i = h \frac{\alpha \Gamma_2^{\frac{1}{\alpha}} \left[ (1 - \psi) + \psi \Gamma_1^{-\nu} \right]^{\frac{1-\alpha}{\nu}} (\gamma - 1 + \delta)}{-\theta \log(T - h) \left\{ \left[ (1 - \psi) + \psi \Gamma_1^{-\nu} \right]^{\frac{1-\alpha}{\nu}} + (1 - \gamma - \delta - P \Gamma_1) \Gamma_2 \right\}}$$

Somit ist es gelungen, auch für alle Variablen der erweiterten Version der *indivisible labor*-Ökonomie *steady state*-Lösungen ausschließlich in Abhängigkeit der tiefen Parameter des Modells zu finden.

### 3.1.3 Approximative Modelllösung bei Abweichungen vom *steady state*

Stochastische Technologie- und Ölpreisschocks führen in diesem Kapitel zu Abweichungen der Modellvariablen von ihrem deterministischen *steady state*. Um diese Abweichungen genau zu quantifizieren, wäre es nötig, das aus den Gleichungen (76) bis (83) bestehende Differenzgleichungssystem analytisch zu lösen. Wie im Rahmen der bisher evaluierten Modelle existiert für dieses Problem keine analytische Lösung, so dass bei Abweichungen des Modells von seinem deterministischen *steady state* eine näherungsweise Lösung des Differenzgleichungssystems berechnet wird. Zu diesem Zweck werden alle Modellvariablen mit Hilfe des bereits beschriebenen Linearisierungsverfahrens nahe ihres stationären *steady state*-Wertes approximiert.

Um das loglineare Effizienzlohnmodell bei Abweichungen vom deterministischen *steady state* später leichter lösen zu können, wird die Modellökonomie zunächst auf die Kontrollvariablen Konsum, Beschäftigung und Energieeinsatz, die Zustandsvariable Kapital, die Co-Zustandsvariable Reallohn und die exogenen Variablen  $A_t$  und  $P_t$  reduziert. Nach einigen Umformungen ergeben sich zunächst folgende loglineare Differenzgleichungen<sup>23</sup>

$$(92) \quad -\theta \log(T - h) = \frac{1}{c_t} w_t h \approx \hat{c}_t = \hat{w}_t,$$

<sup>23</sup> Aus Vereinfachungsgründen werden die Gleichungen (79) und eine Kombination der Gleichungen (76) und (77) zunächst in unveränderter Form linearisiert. Anschließend werden linearisierte Ausdrücke für die näherungsweisen Abweichungen des Realzinses ( $\hat{R}_t$ ) und des

Einkommens ( $\hat{y}_t$ ) substituiert. Ferner gilt:  $\Theta_9 = (1 - \alpha - \nu) \psi \left[ \frac{P}{(1 - \alpha) \psi} \frac{b^{2\nu + \alpha}}{(Nh)^\alpha} \right]^{\frac{\nu}{\alpha + \nu - 1}} - (\nu + 1)$

$\Theta_{10} = (\alpha + \nu - 1)(1 - \psi) \left[ \frac{P}{(1 - \alpha) \psi} \frac{b^{\nu + 1} k^{\alpha + \nu - 1}}{(Nh)^\alpha} \right]^{\frac{\nu}{\alpha + \nu - 1}}$ .

$$(93) \quad \alpha A_t (N_t h)^{\alpha-1} \left[ ((1-\psi)b_t^{-\nu} + \psi b_t^{-\nu}) \right]^{-\frac{1-\alpha}{\nu}} = w_t$$

$$\simeq (1-\alpha)\hat{N}_t + \frac{(\alpha-1)\psi\Gamma_1^{-\nu}}{(1-\psi)+\psi\Gamma_1^{-\nu}} \hat{b}_t = \frac{(1-\alpha)(1-\psi)}{(1-\psi)+\psi\Gamma_1^{-\nu}} \hat{k}_t - \hat{w}_t + \hat{A}_t,$$

$$(94) \quad (1-\alpha)\psi b_t^{-\nu-1} A_t (N_t h)^\alpha \left[ (1-\psi)k_t^{-\nu} + \psi b_t^{-\nu} \right]^{\frac{\alpha+\nu-1}{\nu}} = P_t$$

$$\simeq \alpha\hat{N}_t + \Theta_9 \hat{b}_t = \Theta_{10} \hat{k}_t - \hat{A}_t + \hat{P}_t,$$

$$(95) \quad \beta E_t \left\{ \frac{1}{c_{t+1}} [R_{t+1} + (1-\delta)] \right\} = \frac{1}{c_t} \gamma \quad \simeq \frac{\gamma - \beta(1-\delta)}{\gamma} E_t \hat{R}_{t+1} = E_t \hat{c}_{t+1} - \hat{c}_t,$$

$$(96) \quad \gamma k_{t+1} = (1-\delta)k_t + y_t - c_t - P_t b_t$$

$$\simeq \gamma \frac{k}{y} \hat{k}_{t+1} - (1-\delta) \frac{k}{y} \hat{k}_t = \hat{y}_t - \frac{c}{y} \hat{c}_t - \frac{Pb}{y} \hat{P}_t - \frac{Pb}{y} \hat{b}_t.$$

Alle anderen Variablen lassen sich dann leicht in Abhängigkeit der Modelllösung bestimmen<sup>24</sup>

$$(97) \quad R_t = (1-\alpha)(1-\psi)k_t^{-\nu-1} A_t (N_t h)^\alpha \left[ (1-\psi)k_t^{-\nu} + \psi b_t^{-\nu} \right]^{-\frac{1-\alpha-\nu}{\nu}}$$

$$\simeq \hat{R}_t = \alpha\hat{N}_t + \Theta_{11} \hat{b}_t + \Theta_{12} \hat{k}_t + \hat{A}_t.$$

$$(98) \quad y_t = A_t N_t^\alpha \left[ (1-\psi)k_t^{-\nu} + \psi b_t^{-\nu} \right]^{-\frac{1-\alpha}{\nu}}$$

$$\simeq \hat{y}_t = \frac{(1-\alpha)(1-\psi)}{(1-\psi)+\psi\left(\frac{k}{b}\right)^\nu} \hat{k}_t + \alpha\hat{N}_t + \frac{(1-\alpha)\psi}{(1-\psi)\left(\frac{b}{k}\right)^\nu + \psi} \hat{b}_t + \hat{A}_t,$$

$$(99) \quad i_t = y_t - c_t - P_t b_t \quad \simeq \hat{i}_t = -\frac{c}{i} \hat{c}_t + \alpha \frac{y}{i} \hat{N}_t + \left[ \frac{(1-\alpha)\psi}{(1-\psi)\left(\frac{b}{k}\right)^\nu + \psi} \frac{y}{i} - \frac{Pb}{i} \right] \hat{b}_t$$

<sup>24</sup>

$$\Theta_{11} = (1-\alpha-\nu)\psi \left[ \frac{R}{(1-\alpha)(1-\psi)} \frac{k^{\nu+1} b^{\alpha+\nu-1}}{(Nh)^\alpha} \right]^{-\frac{\nu}{\alpha+\nu-1}},$$

$$\Theta_{12} = (\alpha+\nu-1)(1-\psi) \left[ \frac{R}{(1-\alpha)(1-\psi)} \frac{R^{2\nu+\alpha}}{(Nh)^\alpha} \right]^{-\frac{\nu}{\alpha+\nu-1}} - (\nu+1).$$

$$+ \frac{(1-\alpha)(1-\psi)}{(1-\psi) + \psi\left(\frac{k}{b}\right)^v} \frac{y}{i} \hat{k}_t + \frac{y}{i} \hat{A}_t - \frac{Pb}{i} \hat{P}_t,$$

Durch Substitution der Gleichungen (97) und (92) lässt sich die näherungsweise prozentuale Abweichung des Realzinses von seinem *steady state*-Wert sowie die des Konsums von seinem *steady state*-Wert in Gleichung (95) folgendermaßen eliminieren

$$\begin{aligned} (100) \quad & \frac{\gamma - \beta(1-\delta)}{\gamma} E_t \hat{R}_{t+1} = E_t \hat{c}_{t+1} - \hat{c}_t \\ & \Leftrightarrow \frac{\gamma - \beta(1-\delta)}{\gamma} \Theta_{12} E_t \hat{k}_{t+1} - E_t \hat{w}_{t+1} + \hat{w}_t \\ & = - \frac{\alpha[\gamma - \beta(1-\delta)]}{\gamma} \hat{N}_{t+1} - \frac{\gamma - \beta(1-\delta)}{\gamma} \Theta_{11} \hat{b}_{t+1} - \frac{\gamma - \beta(1-\delta)}{\gamma} \hat{A}_{t+1} \end{aligned}$$

Weiterhin lässt sich durch Einsetzen von Gleichung (98) in Gleichung (96) die näherungsweise prozentuale Abweichung des Outputs von seinem *steady state*-Wert ersetzen

$$\begin{aligned} (101) \quad & \gamma \frac{k}{y} \hat{k}_{t+1} - (1-\delta) \frac{k}{y} \hat{k}_t = \hat{y}_t - \frac{c}{y} \hat{c}_t - \frac{Pb}{y} \hat{P}_t - \frac{Pb}{y} \hat{b}_t \\ & \Leftrightarrow \gamma \frac{k}{y} \hat{k}_{t+1} + \left[ \frac{(\alpha-1)(1-\psi)}{(1-\psi) + \psi\left(\frac{k}{b}\right)^v} - (1-\delta) \frac{k}{y} \right] \hat{k}_t \\ & = - \frac{c}{y} \hat{c}_t + \alpha \hat{N}_t + \left[ \frac{(1-\alpha)\psi}{(1-\psi)\left(\frac{b}{k}\right)^v + \psi} - \frac{Pb}{y} \right] \hat{b}_t + \hat{A}_t - \frac{Pb}{y} \hat{P}_t. \end{aligned}$$

Nach abgeschlossener Linearisierung kann das aus den Gleichungen (92) bis (94), (100) und (101) bestehende Differenzgleichungssystem mit der erläuterten Methodik gelöst werden. Der Vektor der näherungsweise Abweichungen der Zustandsvariablen von ihrem *steady state*-Wert ( $\hat{s}_t$ ) enthält die näherungsweise prozentuale Abweichung des Kapitalstocks von seinem *steady state*-Wert sowie die des Reallohns, d.h.  $\hat{s}_t = (\hat{k}_t, \hat{w}_t)'$ . Dieser Vektor wird bei Anwendung des Lösungsalgorithmus in die Teilvektoren  $\hat{s}_{1t} = (\hat{k}_t)$  und  $\hat{s}_{2t} = (\hat{w}_t)$  zerlegt. Entscheidungsvariablen des erweiterten RBC-Modells mit

unteilbarer Arbeitszeit sind die näherungsweise Abweichungen des Konsums, der Beschäftigung und des Energieeinsatzes von ihren *steady state*-Werten, so dass der Vektor der Entscheidungsvariablen die Gestalt  $\hat{u}_t = (\hat{c}_t, \hat{N}_t, \hat{b}_t)'$  annimmt. Exogene Variablen sind die stochastischen Prozesse der totalen Faktorproduktivität und des Ölpreises, so dass gilt:  $\hat{e}_t = (\hat{A}_t, \hat{P}_t)'$ . Unter Verwendung dieser Definitionen lassen sich die Euler-Gleichungen für  $\hat{u}_t$  (Gleichungen (92) bis (94)) und für die *state*-Variablen (Gleichungen (100) und (101)) unter Verwendung der in den Gleichungen (1) und (2) allgemein definierten Matrizen zusammenfassen, wobei

$$M_{cc} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & (1-\alpha) & -\frac{(1-\alpha)\psi\Gamma_1^{-\nu}}{(1-\psi) + \psi\Gamma_1^{-\nu}} \\ 0 & \alpha & \Theta_9 \end{pmatrix},$$

$$M_{cs} = \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ \frac{(1-\alpha)(1-\psi)}{(1-\psi) + \psi\Gamma_1^{-\nu}} & -1 \\ \Theta_{10} & 0 \end{pmatrix},$$

$$M_{ce} = \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 1 & 0 \\ -1 & 1 \end{pmatrix},$$

$$M_{ss}^0 = \begin{pmatrix} \frac{\gamma - \beta(1-\delta)}{\gamma} \Theta_{12} & -1 \\ \gamma \frac{k}{y} & 0 \end{pmatrix},$$

$$M_{ss}^1 = \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ \frac{(\alpha-1)(1-\psi)}{(1-\psi) + \psi\left(\frac{k}{b}\right)^\nu} - (1-\delta) \frac{k}{y} & 0 \end{pmatrix},$$



$$M_{sc}^0 = \begin{pmatrix} 0 & -\frac{\alpha[\gamma-\beta(1-\delta)]}{\gamma} & -\frac{\gamma-\beta(1-\delta)}{\gamma} \Theta_{11} \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix},$$

$$M_{sc}^1 = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ -\frac{c}{y} & \alpha & \frac{(1-\alpha)\psi}{(1-\psi)\left(\frac{b}{k}\right)^v + \psi} \end{pmatrix},$$

$$M_{se}^0 = \begin{pmatrix} -\frac{\gamma-\beta(1-\delta)}{\gamma} & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix}$$

und

$$M_{se}^1 = \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 1 & -\frac{Pb}{y} \end{pmatrix}.$$

Somit lassen sich für die zukünftige Zustandsvariable  $\hat{k}_{t+1}$ , die Co-Zustandsvariable  $\hat{w}_t$  und Entscheidungsvariablen ( $\hat{u}_t$ ) des erweiterten RBC-Modells mit unteilbarer Arbeitszeit Lösungen in Abhängigkeit der Zustandsvariablen  $\hat{k}_t$  und der aktuellen exogenen Variablen  $\hat{A}_t$  und  $\hat{P}_t$  ermitteln. Mit Hilfe dieser Lösung können anschließend Lösungen für die näherungsweise prozentualen Abweichungen der anderen makroökonomischen Größen  $\hat{f}_t = (\hat{y}_t \hat{i} \hat{R}_t)'$  berechnet werden. Die Koeffizientenmatrizen mit  $F_u, F_{s1}$  und  $F_e$  lassen sich mit Hilfe der Gleichungen (97) bis (99) leicht als

$$F_u = \begin{pmatrix} 0 & \alpha & \frac{(1-\alpha)\psi}{(1-\psi)\left(\frac{b}{k}\right)^v + \psi} \\ -\frac{c}{i} & \alpha \frac{y}{i} & \frac{(1-\alpha)\psi}{(1-\psi)\left(\frac{b}{k}\right)^v + \psi} \frac{y}{i} - \frac{Pb}{i} \\ 0 & \alpha & \Theta_{10} \end{pmatrix},$$

$$F_{s1} = \begin{pmatrix} \frac{(1-\alpha)(1-\psi)}{(1-\psi) + \psi \left(\frac{k}{b}\right)^v} \\ \frac{(1-\alpha)(1-\psi)}{(1-\psi) + \psi \left(\frac{k}{b}\right)^v} \frac{y}{i} \\ \Theta_9 \end{pmatrix}$$

und

$$F_e = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ \frac{y}{i} & -\frac{Pb}{i} \\ 1 & 0 \end{pmatrix}$$

herleiten.

Somit ist es möglich, das erweiterte *indivisible labor*-Modell zumindest näherungsweise für alle Modellvariablen zu lösen. Die Lösung des Modells und somit auch die *stylized facts* der Modellökonomie hängen ausschließlich von den tiefen Parametern des Modells ab. Um theoretische Momente und IRF berechnen zu können, müssen im nächsten Schritt Werte für die Parameter des Modells bestimmt werden.

### 3.2 Kalibrierung

Mit Hilfe der *steady state*-Lösung lässt sich auch das erweiterte *indivisible labor*-Modell mit Energie als drittem Produktionsfaktor gemäß dem verwendeten Datensatz kalibrieren. Die meisten Parameterwerte können unverändert aus dem zweiten Kapitel übernommen bzw. gemäß identischer Formeln berechnet werden. Im Einzelnen betrifft dies die Parameter  $\alpha$ ,  $\gamma$ ,  $\delta$ ,  $\beta$ ,  $T$  und  $h$ . Da für den Energieeinsatz nur Jahresdaten vorliegen, müssen die Parameterwerte teilweise angepasst werden. Die Wachstums- und die Abschreibungsrate ( $\gamma$  und  $\delta$ ) erhöhen sich. Der Diskontierungsfaktor wird wie in den meisten RBC-Studien mit Jahresdaten auf 0,96 festgesetzt (Kim, Loungani 1992: 181; Schmidt, Zimmermann 2005: 15). Das Zeitbudget wird vervierfacht. Wegen

der Irrelevanz für die Modelldynamik gilt für die Vollzeitarbeitsstunden ( $h$ ) weiterhin ein Wert von eins.

Um sicherzustellen, dass die Beschäftigtenquote im *steady state* weiterhin der durchschnittlichen Beschäftigtenquote in Deutschland entspricht, muss bei der Festlegung eines Wertes für den Parameter  $\theta$  die veränderte Modellstruktur berücksichtigt werden. Durch Umformen von Gleichung (87) ergibt sich ein eindeutiger Wert für diesen Parameter

$$(102) \theta = \frac{\alpha[(1-\psi) + \psi\Gamma_1^{-\nu}]^{\frac{1-\alpha}{\nu}}}{-N \log(T-h) \left\{ [(1-\psi) + \psi\Gamma_1^{-\nu}]^{\frac{1-\alpha}{\nu}} + (1-\gamma-\delta - P\Gamma_1)\Gamma_2 \right\}}$$

Die Produktionsfunktion der erweiterten Modellversion besitzt im Vergleich zu den Modellen ohne Energieeinsatz die beiden zusätzlichen Parameter  $\psi$  und  $\nu$ . Letztgenannter Parameter bestimmt die Substitutionselastizität zwischen Kapital und Energie. Um die Vergleichbarkeit mit anderen Studien zu erleichtern, wird ein Wert von 0,7 und somit eine Substitutionselastizität größer als eins angenommen<sup>25</sup>. Außerdem sinkt die Volatilität des Energieeinsatzes mit einem Anstieg des Parameters  $\nu$ . Da die (relative) Volatilität des Energieeinsatzes in allen erweiterten Modellen höher ist als in der Realität, führt ein Wert von 0,7 zu einer besseren Reproduktion dieses Moments als ein alternativer Wert nahe Null<sup>26</sup>. Der Parameter  $\psi$  entscheidet letztendlich über das durchschnittliche Verhältnis von Energie- und Kapitaleinsatz. Durch Umformen bereits hergeleiteter Beziehungen ergibt sich ein Wert für diesen Parameter in Abhängigkeit des Verhältnisses von Energie und Kapital im *steady state*

$$(103) \psi = \frac{1}{\left(\frac{b}{k}\right)^{-\nu-1} \left( \frac{\frac{\gamma-\beta}{\beta} + \delta}{P} \right) + 1}$$

Zuletzt sind die Parameter der beiden konjunkturauslösenden, stochastischen Prozesse des Ölpreises und der totalen Faktorproduktivität zu kalibrieren. In Bezug auf den Ölpreis wird angenommen, dass dieser genau wie die totale Faktorproduktivität einem AR(1)-Prozess folgt. Analytisch ausgedrückt wird folgende Gleichung mit Hilfe der OLS-Methode geschätzt

<sup>25</sup> Dieser Wert wird z.B. bei Kim, Loungani (1992) oder im Rahmen in einer Untersuchung für Spanien von DeMiguel et al. (2003) sowie bei der Analyse des gleichen Modells der kleinen offenen Volkswirtschaft für Deutschland von Schmidt, Zimmermann (2005) verwendet.

<sup>26</sup> Wie erwähnt würde dies zu einer reinen Cobb-Douglas-Produktionsfunktion führen.

Tabelle 20

**Parameterwerte des erweiterten *indivisible labor*-Modells**

Produktionsfunktion	
$\alpha$	0,72
$\psi$	0,006
$\nu$	0,7
Präferenzen	
$\beta$	0,96
$\theta$	-0,113
$T$	5476
Arbeitsmarktinstitutionen	
$h$	1
Kapitalakkumulation	
$\delta$	0,105
$\gamma$	1,022
Exogene Schocks	
$\rho^A$	0,8296
$\sigma^A$	0,0114
$\rho_0^p$	-0,2112
$\rho_1^p$	0,7973
$\sigma_p$	0,2969

Eigene Berechnungen.

$$(104) \log P_t = \rho_0^p + \rho_1^p \log P_{t-1} + \varepsilon_t^p,$$

mit  $\varepsilon_t^p \sim N(0, \sigma^p)$ . Im Gegensatz zum zweiten Kapitel entspricht auch die Standardabweichung der *white-noise*-Größe dieses Prozesses ( $\sigma^p$ ) dem ökonomisch ermittelten Wert.

Neben dem in diesem Kapitel zusätzlich auftretendem Ölpreisschock entstehen Schwankungen der wirtschaftlichen Aktivität in der Modellökonomie weiterhin durch stochastische Veränderungen der totalen Faktorproduktivität. In diesem Zusammenhang ist allerdings zu beachten, dass sich die Erweiterung der Produktionsfunktion auch auf die Ermittlung des Solow-Residuums auswirkt. Zur Berechnung des logarithmierten Solow-Residuums ergibt sich daher folgende veränderte Spezifikation<sup>27</sup>

$$\log SR_t = \log Y_t - \alpha \log N_t + \frac{(1-\alpha)}{\nu} \log[(1-\psi)K_t^{-\nu} + \psi B_t^{-\nu}].$$

Wie zuvor wird angenommen, dass das Solow-Residuum trendstationär ist und dass dessen stationäre, stochastische Komponente einem AR(1)-Prozess folgt. Daher kann nach Abzug eines linearen Trends folgende Gleichung mit Hilfe der OLS-Methode geschätzt werden, um den Persistenzparameter  $\rho^A$  und die Standardabweichung des Störterms ( $\sigma^A$ ) zu ermitteln

<sup>27</sup> Zur Ermittlung der stationären Komponente des Solow-Residuums vgl. auch Abschnitt 2.2 und 2.3 in zweitem Kapitel sowie King, Rebelo (1999: 950–953).

Tabelle 21

**Steady state-Eigenschaften des erweiterten *indivisible labor*-Modells**

	Deutschland	<i>indivisible labor</i> -Modell
Privater Konsum / Output	0,5665	0,8035
Kapital / Output	1,8645	1,5512
Investitionen / Output	0,2322	0,1965
Investitionen / Kapital	0,1267	0,1267
Energieeinsatz / Output	0,0575	0,0494
Energieeinsatz / Kapital	0,0319	0,0318
Energiewert / Output	0,0221	0,0174
Beschäftigtenquote	0,9420	0,9213

Quelle: Statistisches Bundesamt, OECD, IEA und eigene Berechnungen.

$$(105) \log A_t = \rho^A \log A_{t-1} + \varepsilon_t^A,$$

wobei  $\varepsilon_t^A \sim N(0, \sigma_A)$ . Tabelle 20 fasst die Parameterwerte des *indivisible labor*-Modells mit Energie als drittem Produktionsfaktor nach abgeschlossener Kalibrierung zusammen.

### 3.3 Evaluation

Im Folgenden soll zunächst geprüft werden, ob das erweiterte *indivisible labor*-Modell einen brauchbaren Ansatz zur Erklärung der konjunkturellen Phänomene des verwendeten deutschen Jahresdatensatzes darstellt. Aufgrund der vollständig aus den Daten abgeleiteten Kalibrierung der exogenen Schockprozesse können zusätzlich die absoluten Effekte der beiden angebotsseitigen Schocks anhand absoluter Standardabweichungen quantifiziert werden.

Tabelle 21 enthält einige *great ratios* des verwendeten Jahresdatensatzes und die entsprechenden *steady state*-Verhältnisse des erweiterten *indivisible labor*-Modells. Zunächst bestätigt sich, dass die Kalibrierung des Modells sicherstellt, dass das Verhältnis der Investitionen zum Kapitalstock, des Energieeinsatzes zum Kapitalstock sowie die Beschäftigtenquote im *steady state* den entsprechenden Durchschnittswerten des Datensatzes entsprechen<sup>28</sup>. Weiterhin sind die beiden Produktionsfaktoren Kapital und Energie in der Modellökonomie im Durchschnitt produktiver sind als in der Realität. Dies ergibt sich daraus, dass das durchschnittliche Verhältnis von Kapital sowie von Energie zum Output in der Realität um etwa 20% höher ist als das entsprechende *steady state*-Verhältnis der Modellökonomie<sup>29</sup>. Gleiches gilt automatisch für das Verhältnis von Energiewert und Output. Die größte Differenz zwischen *stea-*

<sup>28</sup> Geringe Differenzen sind auf Rundungsfehler bei der Kalibrierung zurückzuführen.

<sup>29</sup> Die Differenz in Bezug auf das Verhältnis von Kapitalstock zum Output hat sich durch die Einführung von Energie als drittem Produktionsfaktor etwa verdoppelt.

Tabelle 22

**Relative Standardabweichungen und Korrelationen ausgewählter Variablen des erweiterten *indivisible labor*-Modells mit dem Output**

Variable ( $x$ )	$\sigma_x / \sigma_y$		$corr(x_t, y_t)$	
	Deutschland	<i>indivisible labor</i> -Modell	Deutschland	<i>indivisible labor</i> -Modell
Output	1	1	1	1
Privater Konsum	1,10	0,57	0,89	0,90
Investitionen	2,43	3,26	0,85	0,93
Kapital	0,67	0,77	0,57	0,75
Beschäftigung	0,81	0,53	0,55	0,87
Reallöhne	0,78	0,60	0,41	0,90
Arbeitsproduktivität	0,87	0,60	0,63	0,90
Energieeinsatz	1,32	3,37	0,36	0,38
Ölpreis	1,57	5,29	-0,35	-0,19

Quelle: Statistisches Bundesamt, OECD, IEA und eigene Berechnungen. – Alle Variablen wurden logarithmiert und mit Hilfe des HP-Filters trendbereinigt ( $\lambda = 400$ ).

*dy state*-Verhältnis und dem korrespondierenden Durchschnittswert des Datensatzes tritt bei der Konsumquote auf. Während in der Modellökonomie etwa 80% des Outputs konsumiert werden, beträgt die entsprechende Quote der Realität nur knapp 60%. Zum einen könnte die höhere Produktivität des Kapitalstocks in der Modellökonomie für diese Differenz verantwortlich sein. Zum anderen umfasst die verwendete Zeitreihe nur privaten Konsum, so dass sich in ihr u.U. nur ein Teil der Konsumbedürfnisse der Individuen widerspiegelt.

Tabelle 22 beinhaltet die relativen Standardabweichungen der Variablen der Modellökonomie, die kontemporären Korrelationen der Modellvariablen mit dem Output und die korrespondierenden Momente des Datensatzes. Zunächst wird deutlich, dass keine der relativen Standardabweichungen des Modells mit den korrespondierenden Momenten des Datensatzes übereinstimmen. Noch befriedigend schneidet die Modellökonomie in Bezug auf die Variablen Investitionen, Kapital, Reallöhne und Arbeitsproduktivität ab. Genau wie das „normale“ *indivisible labor*-Modell weist auch die um Energieeinsatz erweiterte Version deutlich zu geringen relativen Schwankungen der Beschäftigung auf. Auch in seiner erweiterten Version stellt das *indivisible labor*-Modell folglich einen unzureichenden Ansatz zur Erklärung der beobachtbaren relativen Beschäftigungsschwankungen dar. Für die beiden neuen Variablen Energieeinsatz und Ölpreis weist die Modellökonomie zu hohe relative Standardabweichungen auf.

Die vierte und fünfte Spalte von Tabelle 22 fassen die kontemporären Korrelationen zwischen Output und den anderen makroökonomischen Variablen zusammen. Die Modellökonomie schneidet bei der Reproduktion dieser Momente insgesamt gut ab. Die kontemporären Korrelationen zwischen Kon-

Tabelle 23

**Korrelationen ausgewählter Variablen des erweiterten *indivisible labor*-Modells mit dem Ölpreis und Autokorrelationen erster Ordnung**

Variable ( $x$ )	$corr(x_t, P_t)$		$corr(x_t, x_{t-1})$	
	Deutschland	<i>indivisible labor</i> -Modell	Deutschland	<i>indivisible labor</i> -Modell
Output	-0,35	-0,19	0,69	0,56
Privater Konsum	-0,46	-0,15	0,73	0,76
Investitionen	-0,30	-0,29	0,68	0,44
Kapital	-0,21	-0,23	0,69	0,85
Beschäftigung	-0,21	-0,20	0,73	0,42
Reallöhne	-0,01	-0,15	0,67	0,76
Arbeitsproduktivität	-0,21	-0,15	0,81	0,76
Energieeinsatz	-0,34	-0,98	0,30	0,56
Ölpreis	1	1	0,64	0,54

Quelle: Statistisches Bundesamt, OECD, IEA und eigene Berechnungen. – Alle Variablen wurden logarithmiert und mit Hilfe des HP-Filters trendbereinigt ( $\lambda = 400$ ).

sum, Investitionen sowie Energieeinsatz und Output werden vom Modell mehr oder weniger genau reproduziert. Während die beiden erstgenannten Variablen einen stark prozyklischen Charakter besitzen, ist der Energieeinsatz in der Modellökonomie sowie in der Realität gemäßigt prozyklisch. In Bezug auf die Arbeitsmarktvariablen Beschäftigung, Reallöhne und Arbeitsproduktivität lassen sich allerdings größere Unterschiede feststellen. Hier weist die Modellökonomie Korrelationen mit dem Output auf, welche deutlich größer sind als die entsprechenden Momente der Realität, so dass auch der zweite Teil des (abgeschwächten) *employment variability puzzles* vom erweiterten *indivisible labor*-Modell nicht gelöst werden kann. Für die Variable Ölpreis gilt Gegenteiliges. Diese Variable weist zwar auch in der Modellökonomie einen antizyklischen Verlauf auf. Der absolute Wert ist allerdings nur etwa halb so groß.

Da die in diesem Kapitel analysierten allgemeinen Gleichgewichtsmodelle insbesondere auch dazu benutzt werden, den Einfluss von Ölpreisschocks zu quantifizieren, ist es sinnvoll, zu prüfen, ob die kontemporären Korrelationen zwischen dem Ölpreis und den anderen Variablen vom erweiterten RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit erklärt werden können (zweite und dritte Spalte von Tabelle 23)<sup>30</sup>. Wie in der Realität besitzen alle Variablen innerhalb der Modellökonomie in Bezug auf den Ölpreis antizyklischen Charakter. Je nach Variable ist das erweiterte RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit allerdings mehr oder weniger gut in der Lage, die absoluten Werte der Korrelation zu erklären. Probleme treten insbesondere bei den Variablen Konsum, Reallöhne und Energieeinsatz auf. Während der absolute Wert der Korrelation zwischen

<sup>30</sup> Es erscheint weiterhin sinnvoll, wie im vorangegangenen Kapitel auch nicht-kontemporäre Korrelationen zu evaluieren. Allerdings ist die Datenbasis aufgrund der Verwendung von Jahresdaten hierfür nicht ausreichend.

Konsum und Ölpreis in der Realität immerhin 0,46 beträgt, sind beide Variablen in der Modellökonomie nur sehr schwach negativ miteinander korreliert. Ein eher umgekehrtes Bild ergibt sich für die Reallöhne. Hier ist in der Realität so gut wie keine (negative) Korrelation zu messen. In der Modellökonomie weist der Reallohn in Bezug auf den Ölpreis zumindest einen schwach antizyklischen Verlauf auf. Energieeinsatz und Ölpreis sind im erweiterten *indivisible labor*-Modell fast perfekt negativ korreliert. Der Unterschied zum deutlich geringeren absoluten Wert der Realität deutet darauf hin, dass die Firmen oder Individuen in der Modellökonomie eher in der Lage bzw. willens sind, bei einem Anstieg des Ölpreises Energie durch andere Produktionsfaktoren zu ersetzen bzw. temporär auf Output zu verzichten. Wie bereits diskutiert, könnte es auch sein, dass der Ölpreis in der Realität durch die Nachfrage nach Energie beeinflusst wird. In diesem Fall wären nicht alle in der Realität messbaren Veränderungen des Ölpreisschocks im Sinne der verwendeten Modelle.

Die in der vierten und fünften Spalte von Tabelle 23 zusammengefassten Momente verdeutlichen zunächst, dass die simulierten Variablen des erweiterten *indivisible labor*-Modells in etwa die gleiche Persistenz aufweisen wie die entsprechenden Variablen in der Realität. Hervorzuheben sind allerdings die relativ großen Abweichungen bei Investitionen, Beschäftigung und Energieeinsatz. Während letztgenannte Variable in der Realität eine deutlich geringere Persistenz aufweist, gilt für die beiden erstgenannten das Gegenteil. Investitionen und Beschäftigung sind in der Modellökonomie deutlich weniger persistent als im Datensatz.

Tabelle 24 beinhaltet absolute Standardabweichungen des erweiterten RBC-Modells mit unteilbarer Arbeitszeit und die korrespondierenden Momente des Datensatzes. Beide exogenen Schocks wurden gemäß dem verwendeten Datensatz kalibriert. Sofern unterstellt wird, dass die Modellökonomie einen im funktionalen Sinne richtigen Ansatz zur Erklärung von Outputschwankungen darstellt und dass die Parameter des Modells hinreichend genau bestimmt werden können, lässt sich der Erklärungsbeitrag der beiden angebotsseitigen Schocks für konjunkturelle Schwankungen durch Division der dritten bzw. der vierten durch die erste Spalte von Tabelle 24 determinieren<sup>31</sup>. Gemäß dieser Vorgehensweise sind Technologie- und Ölpreisschocks für über 95% der Fluktuationen des Outputs in Deutschland verantwortlich. Für die anderen Variablen ergeben sich je nach relativer Standardabweichung (s.o.) kleinere oder größere Werte. Bei Investitionen und Kapital schießt das Modell gewissermaßen über das Ziel hinaus. Hier weist die Modellökonomie Schwankungen auf, die größer sind als diejenigen der Realität. Der kleinste Erklärungsgehalt konjunktureller Schwankungen ist beim Konsum festzustellen. Hier beträgt der Anteil der durch die beiden Angebotschocks erklärbaren Standardabweichung nur ca. 50%. Die relativen Standardabweichungen letzt-

<sup>31</sup> Diese Vorgehensweise wurde erstmals von Kydland, Prescott (1991b: 74–79) propagiert.



Tabelle 24

**Standardabweichungen ausgewählter Variablen des erweiterten *indivisible labor*-Modells mit und ohne Technologieschocks**

Variable (x)	Deutschland	Technologieschocks	
		<i>indivisible labor</i> -Modell mit	<i>indivisible labor</i> -Modell ohne
Output	2,23	2,14	0,41
Privater Konsum	2,46	1,28	0,25
Investitionen	5,42	6,98	2,17
Kapital	1,49	1,66	0,50
Beschäftigung	1,81	1,14	0,28
Reallöhne	1,73	1,28	0,25
Arbeitsproduktivität	1,94	1,28	0,25
Energieeinsatz	2,94	7,44	7,27
Ölpreis	3,51	11,32	11,32

Quelle: Statistisches Bundesamt, OECD, IEA und eigene Berechnungen. – Alle Variablen wurden logarithmiert und mit Hilfe des HP-Filters trendbereinigt ( $\lambda = 400$ ).

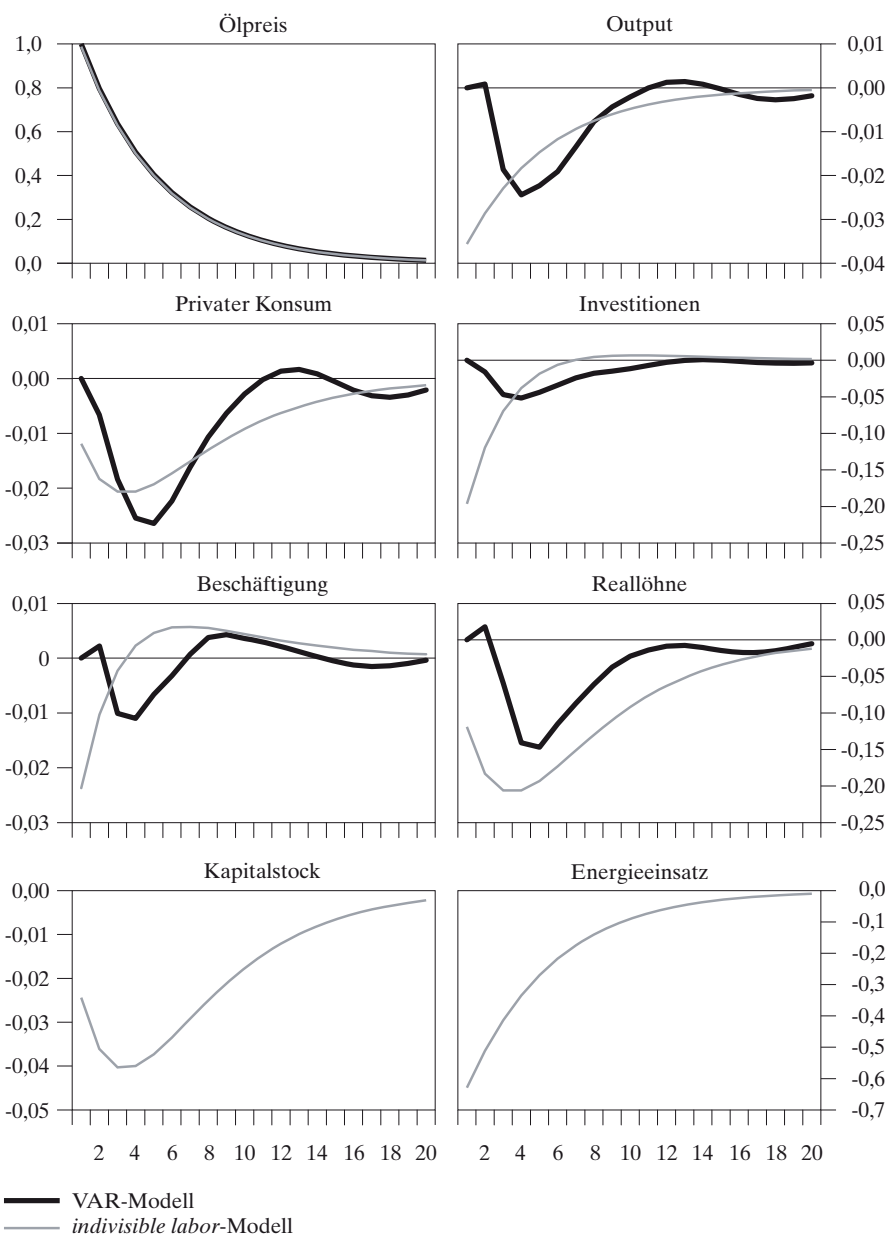
genannter Variablen unterscheiden sich allerdings deutlich von den korrespondierenden Momenten der Realität, so dass das erweiterte RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit der bisherigen Argumentation folgend in dieser Hinsicht keine brauchbaren Ergebnisse liefert.

Die vierte Spalte von Tabelle 24 zeigt nochmals Standardabweichungen des erweiterten *indivisible labor*-Modells, allerdings unter der Prämisse, dass stochastische Veränderungen des Ölpreises einziger konjunkturauslösender Schock sind. Somit sind Ölpreisschocks – sofern unterstellt wird, dass die Modellökonomie einen im funktionalen Sinne richtigen Ansatz zur Erklärung von Outputschwankungen darstellt – für knapp 20% der Outputschwankungen in Deutschland verantwortlich. In Bezug auf die anderen Variablen ergeben sich je nach relativer Standardabweichung kleinere oder größere Werte. Der größte Erklärungsgehalt ergibt sich bei den Investitionen. Stochastische Ölpreisschocks können gemäß dem erweiterten RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit ungefähr 40% der Fluktuationen dieser Variablen erklären. Den kleinsten Erklärungsgehalt für konjunkturelle Schwankungen besitzt das Modell in Bezug auf den Konsum, hier beträgt der Anteil der erklärbaren Standardabweichung nur ca. 10%. Unter der Annahme, dass relative Standardabweichungen ein wichtiger Indikator für die Fähigkeiten eines Modells sind, das Verhalten der jeweiligen Variable zu erklären, liefert das erweiterte RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit in Bezug auf die zuletzt genannten Variablen aber keine brauchbaren Ergebnisse.

Neben der Quantifizierung der allgemeinen Bedeutung von Ölpreisschocks für konjunkturelle Schwankungen soll in diesem Kapitel versucht werden, die konkrete Reaktion einzelner Variablen nach Veränderungen des Ölpreises zu

Schaubild 22

**Impuls-Antwort-Funktionen nach einem einmaligen Anstieg des Ölpreises um 1% im VAR-Modell und im *indivisible labor*-Modell**



Eigene Berechnungen.

erklären. Zu Beginn dieses Kapitels wurde bereits die Reaktion einiger Variablen nach einem Anstieg des Ölpreises um 1% mit Hilfe der IRF eines theorieleeren VAR-Modells analysiert. Von Interesse ist insbesondere, ob die Reaktion der Variablen innerhalb der Modellökonomie in ihrer absoluten Höhe und in ihrem zeitlichen Muster der Reaktion entspricht, welche direkt aus den Daten ableitbar ist.

Schaubild 22 zeigt, dass auch in der Modellökonomie alle Variablen negativ auf einen Anstieg des Ölpreises reagieren. Beispielsweise hat in der Modellökonomie ein Anstieg des Ölpreises um 1% einen Rückgang des Outputs um knapp 0,04% zur Folge. Ähnliches gilt für den Kapitalstock. Die stärkste Reaktion weisen erwartungsgemäß die Investitionen und der Energieeinsatz auf. Sie gehen anfänglich um etwa 0,2% bzw. 0,6% zurück. Alle anderen Variablen weisen eine negative Reaktion von etwa 0,02% auf.

Ein Vergleich mit den IRF des VAR-Modells verdeutlicht, dass alle Variablen in der Modellökonomie in den ersten zwei bis drei Perioden deutlich ausgeprägter auf einen Ölpreisschock reagieren als in der Realität. Die stärkste Reaktion der Variablen Output, Investitionen und Beschäftigung nach einem Ölpreisschock erfolgt unverzüglich, und die stärkste Reaktion der Variablen Konsum, Reallohne und Kapitalstock ist bereits nach knapp drei Perioden erreicht. In der Realität ist die stärkste Reaktion aller Variablen hingegen erst nach drei bis fünf Perioden zu beobachten. Weiterhin entspricht die Reaktion der Variablen im erweiterten *indivisible labor*-Modell für Deutschland in etwa der Reaktion der Variablen innerhalb im VAR-Modell, sobald mehr als drei Perioden nach dem anfänglichen Impuls vergangen sind. In den meisten Fällen lassen sich in der Realität geringfügig persistenter Abweichungen vom *steady state* beobachten.

Insgesamt sind die Ergebnisse insofern unerwartet, da in der Literatur häufig die Meinung vertreten wird, dass die Annahme bestimmter Rigiditäten oder anderer reaktionsverstärkender Institutionen notwendig ist, um zu erklären, welche so groß sind wie die in der Realität beobachtet. Dieser Einwand bestätigt sich an dieser Stelle nicht. Vielmehr führt die einfache (aber bedeutende) Annahme der Unteilbarkeit der Arbeitszeit dazu, dass die Modellökonomie Reaktionen aufweist, welche gemessen an der Realität kurz nach einem Ölpreisschock zu stark ausgeprägt sind und nach wenigen Perioden in etwa dem in Deutschland messbaren Reaktionsmuster entsprechen.

#### **4. Ein RBC-Modell mit Effizienzlohnsetzung, Reallohnkürzungen als Sanktionierungsinstrument und Energie als drittem Produktionsfaktor**

Wie die Analyse im zweiten Kapitel gezeigt hat, ist ein RBC-Modell mit Effizienzlohnsetzung und Reallohneinbußen als Sanktionierungsinstrument

einem Standard RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit bei der Erklärung konjunktureller Phänomene des deutschen Arbeitsmarktes überlegen. Außerdem scheint ein solches Modell gegenüber angebotsseitigen Schocks verwundbarer zu sein. Aus diesem Grund wird im Folgenden untersucht, welche Auswirkungen Ölpreisschocks in diesem Modell haben. Um diese zu quantifizieren, wird das Effizienzlohnmodell um den dritten Produktionsfaktor Energie erweitert, gemäß dem Jahresdatensatz kalibriert und dann evaluiert.

#### 4.1 Formale Modelldarstellung

##### 4.1.1 Herleitung von Effizienzbedingungen

###### *Das Nutzenmaximierungsproblem der repräsentativen Familien*

Die Akkumulation von Kapital ( $k_t$ ) erfolgt nach üblicher Spezifikation

$$(106) \quad \gamma k_{t+1} = (1 - \delta)k_t + i_t,$$

d.h. der Kapitalstock einer bestimmten Periode errechnet sich aus dem der Vorperiode abzüglich Abschreibungen ( $\delta k_t$ ) und zuzüglich Investitionen ( $i_t$ ). Die repräsentativen Familien können über das Gesamteinkommen abzüglich des Lohneinkommens, d.h.  $(1 - \alpha)y_t$ , verfügen. Der Familienkonsum ( $c_t^f$ ) ergibt sich somit nach Abzug der Investitionen und der Aufwendungen für Energie von diesem Anteil. Dies entspricht der Differenz aus Einkommen aus Kapitalvermietung und Investitionen<sup>32</sup>. Der Familienkonsum lässt sich somit weiterhin mit Gleichung

$$(107) \quad c_t^f = R_t k_t - i_t$$

bestimmen. Die Nutzenfunktion der repräsentativen Familie und die individuellen Konsumwerte gelten unverändert. Das Problem der repräsentativen Familien lautet daher:

$$\begin{aligned} \max_{c_t^f, k_{t+1}} E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [(N_t - dN_t^{Sh}) \log(c_t^e) + (1 - N_t + dN_t^{Sh}) \log(c_t^u)] \right. \\ \left. + (N_t - N_t^{Sh}) \log(T - h\bar{e}_t - \zeta) + (1 - N_t + N_t^{Sh}) \theta \log(T) \right\}. \end{aligned}$$

Hierbei bezeichnet  $N_t$  den Anteil normal arbeitender Familienmitglieder,  $N_t^{Sh}$  den Anteil der „sich vor der Arbeit drückenden“ Familienmitglieder, und der Parameter  $d$  determiniert die Wahrscheinlichkeit des „Erwischtwerdens“. Der Konsum und die vom Zeitbudget ( $T$ ) verbleibende Freizeit der einzelnen

<sup>32</sup> D.h. analytisch ausgedrückt gilt:  $c_t^f = (1 - \alpha)y_t - i_t - P_t b_t = R_t k_t - i_t$ .

Familienmitglieder hängen davon ab, ob sie in einer Periode einen Job haben, wie sie sich bei der Arbeit verhalten und ob das Verhalten von den Firmen erkannt wird. Der Parameter  $h$  bezeichnet die fixen Vollzeitarbeitsstunden, der Parameter  $\zeta$  drückt aus, dass zur Bereitstellung einer positiven Arbeitsanstrengung eine Art Rüstzeit anfällt. Der Parameter  $\beta$  ist der Diskontierungsfaktor, und die tatsächliche Arbeitsanstrengung wird mit dem Ausdruck  $\tilde{e}_t$  gekennzeichnet. Die Variable  $c_t^e$  bezeichnet den Konsum eines normal arbeitenden Familienmitgliedes. Aufgrund bestimmter Annahmen über den Charakter der intrafamiliären Arbeitslosenversicherung entspricht der Konsum eines „erwischten Drückebergers“ dem eines arbeitslosen Familienmitglieds ( $c_t^u$ ). Die folgenden beiden Gleichungen determinieren die individuellen Konsumwerte und müssen neben den Gleichungen (106) und (107) bei der Nutzenmaximierung der repräsentativen Familien als Nebenbedingung eingehalten werden

$$(108) \quad c_t^e = c_t^f + w_t h - (1 - N_t) s w_t h$$

$$(109) \quad c_t^u = c_t^f + N_t s w_t h.$$

Beide Konsumgrößen hängen positiv vom Reallohn ( $w_t$ ) und vom Anteil der beschäftigten Familienmitglieder ab. Der Parameter  $s$  beschreibt den Anteil des garantierten Reallohns, der auch „erwischten Drückebergern“ zufließt. Da die Firmen im Gleichgewicht keine „Drückeberger“ einstellen, reduziert sich die Effizienzbedingung der repräsentativen Familie genau wie in der Version ohne Energieeinsatz zu

$$(110) \quad E_{t-1} \left\{ \beta \left[ \frac{N_{t-1}}{c_{t+1}^e} + \frac{1 - N_{t+1}}{c_{t+1}^u} \right] [R_{t+1} + (1 - \delta)] - \gamma \left[ \frac{N_t}{c_t^e} + \frac{1 - N_t}{c_t^u} \right] \right\} = 0.$$

### *Das Verhalten der einzelnen Familienmitglieder*

Das Verhalten der einzelnen Familienmitglieder unterscheidet sich nicht vom Verhalten der Individuen innerhalb der Effizienzlohnökonomie ohne Energieeinsatz. Insbesondere besitzt die Anreizkompatibilitätsbedingung weiterhin jederzeit Gültigkeit. Sie muss daher von den Firmen bei ihrer Lohnsetzung beachtet werden, um „Drückebergerei“ zu verhindern.

### *Das Gewinnmaximierungsproblem der repräsentativen Firmen*

Die Produktionsfunktion aus Abschnitt 3.2 im zweiten Kapitel wird mit Hilfe des dritten Produktionsfaktors Energie erweitert. Als konkrete Form wird ein verschachtelter CES-Typ gewählt. Somit kann eine Substitutionselastizität zwischen Kapital und Energie angenommen werden, die größer als eins ist. Wie im Falle ohne Energieeinsatz existieren im Gleichgewicht keine „Drückeberger“, so dass die Spezifikation gültig ist

$$(111) \quad y_t = A_t(N_t h e)^\alpha \left[ (1-\psi)k_t^{-\nu} + \psi b_t^{-\nu} \right]^{\frac{1-\alpha}{\nu}}.$$

Die Firmen maximieren ihren Gewinn, d.h. die Differenz aus Output und Faktorkosten. Analytisch ausgedrückt bedeutet dies

$$\max_{\{N_t, k_t, w_t, b_t\}_{t=0}^{\infty}} \left\{ A_t(N_t h e)^\alpha \left[ (1-\psi)k_t^{-\nu} + \psi b_t^{-\nu} \right]^{\frac{1-\alpha}{\nu}} - w_t h N_t - R_t k_t - P_t b_t \right\}$$

unter Einhaltung der Anreizkompatibilitätsbedingung. Hieraus ergeben sich zunächst die folgenden Bedingungen erster Ordnung

$$(112) \quad \alpha A_t (h N_t)^{\alpha-1} e^\alpha \left[ (1-\psi)k_t^{-\nu} + \psi b_t^{-\nu} \right]^{\frac{1-\alpha}{\nu}-1} = w_t,$$

$$(113) \quad (1-\alpha) A_t (N_t h e)^\alpha (1-\psi) k_t^{-\nu-1} \left[ (1-\psi)k_t^{-\nu} + \psi b_t^{-\nu} \right]^{\frac{1-\alpha}{\nu}-1} = R_t,$$

$$(114) \quad (1-\alpha) A_t (N_t h e)^\alpha \psi b_t^{-\nu-1} \left[ (1-\psi)k_t^{-\nu} + \psi b_t^{-\nu} \right]^{\frac{1-\alpha}{\nu}-1} = P_t.$$

In obigen Gleichungen wurde die tatsächliche Arbeitsanstrengung bereits als Konstante ( $e$ ) modelliert. Diese Eigenschaft lässt sich wie aus dem Kalkül der einzelnen Familienmitglieder und der repräsentativen Firmen ableiten. Zunächst zeigt sich, dass die Firmen auch in der Modellökonomie mit einem dritten Produktionsfaktor im Gleichgewicht einen Reallohn anbieten, der dafür sorgt, dass die effektiven Arbeitskosten minimiert werden und somit die Solow-Bedingung eingehalten wird. Da sich das Verhalten der Individuen im Vergleich zum dritten Kapitel nicht geändert hat, führt eine Substitution der Ausdrücke für  $e_t$ ,  $D_1 e(w_t)$  und  $w_t h$  in die Solow-Bedingung auch im erweiterten Modell zu der bekannten Beziehung, welche ein im Zeitablauf konstantes Verhältnis der Größen  $c_t^e$  und  $c_t^u$  impliziert (Gleichung (48)). Die gleichgewichtige Arbeitsanstrengung kann daher im Folgenden weiterhin als im Zeitablauf konstant angesehen werden und bestimmt sich gemäß Gleichung (49).

Durch Substitution des konstanten Verhältnisses von  $c^e$  und  $c^u$  in die individuellen Konsumgrößen ergibt sich die bekannte eindeutige Beziehung zwischen diesem konstanten Verhältnis, dem Familienkonsum, dem gleichgewichtigen Reallohn, multipliziert mit der fixen Arbeitszeit und dem Anteil der beschäftigten Familienmitglieder

$$(115) \quad w_t h = \frac{\left( \frac{c^e}{c^u} \right) - 1}{1 - s + s N_t \left[ 1 - \left( \frac{c^e}{c^u} \right) \right]} c_t^f.$$

Neben den bisher genannten Variablen ist auch innerhalb der erweiterten Effizienzlohnökonomie der gesamtwirtschaftliche Konsum ( $c_t$ ) von Interesse. Er lässt sich nach wie vor als gewichteter Durchschnitt der individuellen Konsumwerte errechnen

$$(116) \quad c_t = c_t^f + N_t w_t h.$$

Die Gleichungen (106) bis (114) und (117) bis (118) bilden ein nicht lineares, stochastisches Differenzgleichungssystem in den Variablen  $b, c, c^e, c^f, c^u, i, k, N, R, w, y$ , dessen Lösung die Zeitpfade der Modellvariablen beschreibt<sup>33</sup>.

#### 4.1.2 Gleichgewichtsanalyse im *steady state*

Durch Umformen der deterministischen Version von Gleichung (110) kann der in allen Modellen identischen *steady state*-Realzins als

$$R = \frac{\gamma - \beta(1 - \delta)}{\beta}$$

berechnet werden. Nach Gleichsetzen von Gleichung (113) und (114) und Substitution des *steady state*-Realzinses lässt sich das *steady state*-Verhältnis zwischen Kapital und Energieeinsatz als

$$\frac{b}{k} = \left[ \frac{\beta(1 - \psi)P}{\psi[\gamma - \beta(1 - \delta)]} \right]^{\frac{1}{-v-1}}$$

herleiten. Mit Hilfe dieser Beziehung und der deterministischen Version von Gleichung (114) ergibt sich das Verhältnis von Kapital und Beschäftigtenquote im *steady state* als

$$\frac{k}{N} = he \left\{ \frac{(1 - \alpha)(1 - \psi) \left[ (1 - \psi) + \psi \left[ \frac{\beta(1 - \psi)P}{\psi[\gamma - \beta(1 - \delta)]} \right]^{\frac{-v}{-v-1}} \right]^{\frac{-1-\alpha}{v}}}{\frac{\gamma}{\beta} - (1 - \delta)} \right\}^{\frac{1}{\alpha}}.$$

<sup>33</sup> Außerdem darf auch im erweiterten Effizienzlohnmodell die Transversalitätsbedingung ( $\lim_{t \rightarrow \infty} \beta^t \lambda_t k_{t+1} = 0$ ) in keinem Zeitpunkt verletzt sein, um eine rein endogen verursachte, übermäßige Akkumulation von Kapital auszuschließen.

Durch Umformen der deterministischen Versionen der Gleichungen (106) und (107) sowie mit Hilfe der bisher hergeleiteten Beziehungen kann der Familienkonsum im *steady state* als

$$(117) \quad c^f = he\Gamma_2^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} \left\{ (1-\alpha)[(1-\psi) + \psi\Gamma_1^{-\nu}]^{-\frac{1-\alpha}{\nu}} + (1-\gamma-\delta-P\Gamma_1)\Gamma_2 \right\}$$

errechnet werden<sup>34</sup>. Durch Substitution des Familienkonsums und des Verhältnisses von Kapital und Beschäftigung sowie durch Kombination der deterministischen Versionen der Gleichungen (112) und (115) lässt sich die *steady state*-Lösung für die Beschäftigtenquote ermitteln

$$(118) \quad N = \frac{\left[ (1-\psi) + \psi\Gamma_1^{-\nu} \right]^{-\frac{1-\alpha}{\nu}} \left\{ \left[ \left( \frac{c^e}{c^u} \right) - 1 \right] (1-\alpha) - (1-s)\alpha \right\}}{\alpha \left[ (1-\psi) + \psi\Gamma_1^{-\nu} \right]^{-\frac{1-\alpha}{\nu}} s \left[ 1 - \left( \frac{c^e}{c^u} \right) \right]} + \frac{\left[ \left( \frac{c^e}{c^u} \right) - 1 \right] (1-\gamma-\delta-P\Gamma_1)\Gamma_2}{\alpha \left[ (1-\psi) + \psi\Gamma_1^{-\nu} \right]^{-\frac{1-\alpha}{\nu}} s \left[ 1 - \left( \frac{c^e}{c^u} \right) \right]}.$$

Mit Hilfe der *steady state*-Lösung für die Beschäftigung und bereits hergeleiteter Beziehungen lassen sich dann der Kapitalstock und der Energieeinsatz im *steady state* berechnen

$$(119) \quad k = he \left\{ \frac{\left[ (1-\psi) + \psi\Gamma_1^{-\nu} \right]^{-\frac{1-\alpha}{\nu}} \left\{ \left[ \left( \frac{c^e}{c^u} \right) - 1 \right] (1-\alpha) - (1-s)\alpha \right\}}{\alpha \left[ (1-\psi) + \psi\Gamma_1^{-\nu} \right]^{-\frac{1-\alpha}{\nu}} \Gamma_2^{\frac{1}{\alpha}} s \left[ 1 - \left( \frac{c^e}{c^u} \right) \right]} + \frac{\left[ \left( \frac{c^e}{c^u} \right) - 1 \right] (1-\gamma-\delta-P\Gamma_1)\Gamma_2}{\alpha \left[ (1-\psi) + \psi\Gamma_1^{-\nu} \right]^{-\frac{1-\alpha}{\nu}} \Gamma_2^{\frac{1}{\alpha}} s \left[ 1 - \left( \frac{c^e}{c^u} \right) \right]} \right\}$$

34

$$\Gamma_1 = \left[ \frac{\beta(1-\psi)P}{\psi[\gamma-\beta(1-\delta)]} \right]^{\frac{1}{-\nu-1}}, \Gamma_2 = \frac{(1-\alpha)(1-\psi) \left[ (1-\psi) + \psi \left[ \frac{\beta(1-\psi)P}{\psi(\gamma-\beta(1-\delta))} \right]^{\frac{-\nu}{-\nu-1}} \right]^{-\frac{1-\alpha}{\nu}}}{\frac{\gamma}{\beta} - (1-\delta)}.$$



und

$$b = he\Gamma_1 \left\{ \frac{\left[ (1-\psi) + \psi \Gamma_1^{-\nu} \right]^{-\frac{1-\alpha}{\nu}} \left\{ \left[ \left( \frac{c^e}{c^u} \right) - 1 \right] (1-\alpha) - (1-s)\alpha \right\}}{\alpha \left[ (1-\psi) + \psi \Gamma_1^{-\nu} \right]^{-\frac{1-\alpha}{\nu}} \Gamma_2^{-\frac{1}{\alpha}} s \left[ 1 - \left( \frac{c^e}{c^u} \right) \right]} \right. \\ \left. + \frac{\left[ \left( \frac{c^e}{c^u} \right) - 1 \right] (1-\gamma-\delta-P\Gamma_1)\Gamma_2}{\alpha \left[ (1-\psi) + \psi \Gamma_1^{-\nu} \right]^{-\frac{1-\alpha}{\nu}} \Gamma_2^{-\frac{1}{\alpha}} s \left[ 1 - \left( \frac{c^e}{c^u} \right) \right]} \right\}.$$

Nach einigen Umformungen liefert Gleichung (112) den *steady state*-Reallohn

$$(120) \quad w = \alpha e \left[ (1-\psi) + \psi \Gamma_1^{-\nu} \right]^{-\frac{1-\alpha}{\nu}} \Gamma_2^{\frac{1-\alpha}{\alpha}}.$$

Die individuellen Konsumwerte im *steady state* ergeben sich nach Nutzung von Gleichung (117) und (120) als

$$c^e = ahe \left\{ \frac{\left[ (1-\psi) + \psi \Gamma_1^{-\nu} \right]^{-\frac{1-\alpha}{\nu}} \left\{ \left[ \left( \frac{c^e}{c^u} \right) - 1 \right] (1+s) + (1-s) \right\}}{\Gamma_2^{\frac{\alpha-1}{\alpha}} \left[ \left( \frac{c^e}{c^u} \right) - 1 \right]} \right\},$$

$$c^u = ahe \left\{ \frac{\left[ (1-\psi) + \psi \Gamma_1^{-\nu} \right]^{-\frac{1-\alpha}{\nu}} (1-s)}{\Gamma_2^{\frac{\alpha-1}{\alpha}} \left[ \left( \frac{c^e}{c^u} \right) - 1 \right]} \right\}$$

und

$$\Leftrightarrow c = he \left\{ \frac{\left[ (1-\psi) + \psi \Gamma_1^{-\nu} \right]^{-\frac{1-\alpha}{\nu}} \left\{ \left[ \left( \frac{c^e}{c^u} \right) - 1 \right] [1-s - \alpha(1-s)] - \alpha(1-s) \right\}}{s \Gamma_2^{\frac{\alpha-1}{\alpha}} \left[ 1 - \left( \frac{c^e}{c^u} \right) \right]} \right\}$$

$$+ \left. \frac{\left[ \left( \frac{c^e}{c^u} \right) - 1 \right] (1 - \gamma - \delta - P\Gamma_1)\Gamma_2(1-s)}{s\Gamma_2^{\frac{\alpha-1}{\alpha}} \left[ 1 - \left( \frac{c^e}{c^u} \right) \right]} \right\}$$

Mit Hilfe der bereits errechneten Werte lassen sich *steady state*-Lösungen für die Investitionen und den Output als

$$i = \left\{ \frac{\left[ \left( \frac{c^e}{c^u} \right) - 1 \right] \left\{ (1 - \alpha) \left[ (1 - \psi) + \psi\Gamma_1^{-\nu} \right]^{-\frac{1-\alpha}{\nu}} + (1 - \gamma - \delta - P\Gamma_1)\Gamma_2 \right\}}{\alpha \left[ (1 - \psi) + \psi\Gamma_1^{-\nu} \right]^{-\frac{1-\alpha}{\nu}} \Gamma_2^{\frac{1}{\alpha}} s \left[ 1 - \left( \frac{c^e}{c^u} \right) \right]} \right. \\ \left. - \frac{(1-s)\alpha \left[ (1 - \psi) + \psi\Gamma_1^{-\nu} \right]^{-\frac{1-\alpha}{\nu}} \frac{1}{\Gamma_2}}{\alpha \left[ (1 - \psi) + \psi\Gamma_1^{-\nu} \right]^{-\frac{1-\alpha}{\nu}} \Gamma_2^{\frac{1}{\alpha}} s \left[ 1 - \left( \frac{c^e}{c^u} \right) \right]} \right\} he$$

und

$$y = \left\{ \frac{\left[ \left( \frac{c^e}{c^u} \right) - 1 \right] \left\{ (1 - \alpha) \left[ (1 - \psi) + \psi\Gamma_1^{-\nu} \right]^{-\frac{1-\alpha}{\nu}} + (1 - \gamma - \delta - P\Gamma_1)\Gamma_2 \right\}}{\alpha\Gamma_2^{\frac{\alpha-1}{\alpha}} s \left[ 1 - \left( \frac{c^e}{c^u} \right) \right]} \right. \\ \left. - \frac{(1-s)\alpha \left[ (1 - \psi) + \psi\Gamma_1^{-\nu} \right]^{-\frac{1-\alpha}{\nu}}}{\alpha\Gamma_2^{\frac{\alpha-1}{\alpha}} s \left[ 1 - \left( \frac{c^e}{c^u} \right) \right]} \right\} he$$

herleiten.

### 4.1.3 Approximative Modelllösung bei Abweichungen vom *steady state*

Wie die anderen evaluierten Modelle ist auch das erweiterte Effizienzlohnmodell stochastischen Schocks ausgesetzt, welche zu Abweichungen der Modellvariablen von ihrem deterministischen *steady state* führen. Um die quanti-

tativen Eigenschaften der Modellökonomie bei diesen Abweichungen zu untersuchen, wäre es nötig, das aus den Gleichungen (106) bis (114) und (117) bis (118) bestehende Differenzgleichungssystem zu lösen. Da für ein solches nichtlineares Differenzgleichungssystem keine analytische Lösung existiert, wird wiederum eine näherungsweise Lösung berechnet. Zu diesem Zweck werden alle Modellvariablen mit Hilfe des bereits beschriebenen Linearisierungsverfahrens nahe ihre *steady state*-Werte approximiert.

Um das loglineare Differenzgleichungssystem später leichter lösen zu können, wird die Modellökonomie zunächst auf die Kontrollvariablen Familienkonsum ( $c_t^f$ ), Beschäftigung ( $N_t$ ) und Energieeinsatz ( $b_t$ ), die Zustandsvariable Kapital ( $k_t$ ), die Co-Zustandsvariable Reallohn ( $w_t$ ) und die exogenen Variablen  $A_t$  und  $P_t$  reduziert. Alle anderen makroökonomischen Variablen können dann in Abhängigkeit dieser Modelllösung berechnet werden. Nach einigen Umformungen und abgeschlossener Linearisierung ergeben sich zunächst folgende loglineare Differenzgleichungen<sup>35</sup>

$$(121) \quad w_t h = \frac{\left(\frac{c^e}{c^u}\right) - 1}{1 - s + sN_t \left[1 - \left(\frac{c^e}{c^u}\right)\right]} c_t^f$$

$$\approx \frac{\left[\left(\frac{c^e}{c^u}\right) - 1\right]}{1 - s} \frac{c^f}{whN} \hat{c}_t^f + \frac{s \left[\left(\frac{c^e}{c^u}\right) - 1\right]}{1 - s} \hat{N}_t = \frac{1 - s \left(\frac{c^e}{c^u}\right)}{1 - s} \hat{w}_t,$$

$$(122) \quad w_t = \alpha A_t (hN_t)^{\alpha-1} e^\alpha [(1-\psi)k_t^{-\nu} + \psi b_t^{-\nu}]^{-\frac{1-\alpha}{\nu}}$$

$$\approx (1-\alpha)\hat{N}_t + \frac{(\alpha-1)\psi\Gamma_1^{-\nu}}{(1-\psi) + \psi\Gamma_1^{-\nu}} \hat{b}_t = \frac{(1-\alpha)(1-\psi)}{(1-\psi) + \psi\Gamma_1^{-\nu}} \hat{k}_t - \hat{w}_t + \hat{A}_t,$$

$$(123) \quad P_t = (1-\alpha)A_t(N_t h e)^\alpha \psi b_t^{-\nu-1} [(1-\psi)k_t^{-\nu} + \psi b_t^{-\nu}]^{-\frac{\alpha+\nu-1}{\nu}}$$

<sup>35</sup> Aus Vereinfachungsgründen wird zunächst die Effizienzbedingung der repräsentativen Familie in ihrer ursprünglichen Form linearisiert. Anschließend werden die beiden linearisierten Versionen der Gleichungen (42) und (43) eingesetzt. Ferner gilt

$$\Theta_{13} = (1-\alpha-\nu)\psi \left[ \frac{P}{(1-\alpha)\psi (Nhe)^\alpha} b^{2\nu+\alpha} \right]^{\frac{\nu}{\alpha+\nu-1}} + (\nu+1),$$

$$\Theta_{14} = (\alpha+\nu-1)(1-\psi) \left[ \frac{P}{(1-\alpha)\psi (Nhe)^\alpha} b^{\nu+1} k^{\alpha+\nu-1} \right]^{\frac{\nu}{\alpha+\nu-1}}.$$

$$\simeq \alpha \hat{N}_t + \Theta_{13} \hat{b}_t = \Theta_{14} \hat{k}_t - \hat{A}_t + \hat{P}_t,$$

$$\begin{aligned}
 (124) \quad E_{t-1} \left\{ \beta \left[ \frac{N_{t+1}}{c_{t+1}^e} + \frac{1-N_{t+1}}{c_{t+1}^u} \right] [R_{t+1} + (1-\delta)] - \gamma \left[ \frac{N_t}{c_t^e} + \frac{1-N_t}{c_t^u} \right] \right\} &= 0 \\
 &\simeq \left[ \left( 1 + \frac{1-\delta}{\frac{\gamma}{\beta} - (1-\delta)} \right) \left( 1 - \frac{c^e}{c^u} \right) \right] E_{t-1} \hat{N}_{t+1} + \left[ 1 + \left( \frac{1}{N} - 1 \right) \frac{c^e}{c^u} \right] E_{t-1} \hat{R}_{t+1} \\
 &+ \left[ \left( 1 - \frac{1}{N} \right) \left( 1 + \frac{1-\delta}{\frac{\gamma}{\beta} - (1-\delta)} \right) \frac{c^e}{c^u} \right] E_{t-1} \hat{c}_{t+1}^u - \left[ 1 + \frac{1-\delta}{\frac{\gamma}{\beta} - (1-\delta)} \right] E_{t-1} \hat{c}_{t+1}^e \\
 &= \left[ \left( 1 - \frac{c^e}{c^u} \right) \frac{\gamma}{\gamma - \beta(1-\delta)} \right] E_{t-1} \hat{N}_t + \left[ \left( 1 + \frac{1}{N} \right) \left( \frac{c^e}{c^u} \right) \frac{\gamma}{\gamma - \beta(1-\delta)} \right] E_{t-1} \hat{c}_{t+1}^u \\
 &- \frac{\gamma}{\gamma - \beta(1-\delta)} E_{t-1} \hat{c}_t^e,
 \end{aligned}$$

$$(125) \quad \gamma k_{t+1} = (1-\delta)k_t + (1-\alpha)y_t - c_t^f - P_t b_t$$

$$\simeq \gamma \frac{k}{y} \hat{k}_{t+1} - (1-\delta) \frac{k}{y} \hat{k}_t = (1-\alpha) \hat{y}_t - \frac{c^f}{y} \hat{c}_t^f - \frac{Pb}{y} \hat{P}_t - \frac{Pb}{y} \hat{b}_t.$$

Aus Gleichung (124) wird die Bedeutung des Verhältnisses aus dem Konsum eines normalen Arbeiters und eines „erwischten Drückebergers“ bzw. eines arbeitslosen Individuums für die Modelldynamik auch im erweiterten Effizienzlohnmodell deutlich. Alle weiteren Variablen errechnen sich in Abhängigkeit der Modelllösung durch folgende linearisierte Beziehungen<sup>36</sup>

$$(126) \quad c_t^e = c_t^f + w_t h - (1 - N_t) s w_t h$$

<sup>36</sup>

$$\Theta_{15} = (1 - \alpha - \nu) \psi \left[ \frac{\frac{\gamma}{\beta} - (1 - \delta)}{(1 - \alpha)(1 - \psi)} \frac{k^{\nu+1} b^{\alpha+\nu-1}}{(Nhe)^\alpha} \right]^{-\frac{\nu}{\alpha+\nu-1}},$$

$$\Theta_{16} = (1 - \psi)(\alpha + \nu - 1) \left[ \frac{\frac{\gamma}{\beta} - (1 - \delta)}{(1 - \alpha)(1 - \psi)} \frac{k^{2\nu+\alpha}}{(Nhe)^\alpha} \right]^{-\frac{\nu}{\alpha+\nu-1}} - (\nu + 1).$$

$$\approx \hat{c}_t^e = \frac{c^f}{c^e} \hat{c}_t^f - \frac{sw h N}{c^e} \hat{N}_t + \frac{wh(1-s+sN)}{c^e} \hat{w}_t,$$

(127)  $c_t^u = c_t^f + N_t sw_t h$

$$\approx \hat{c}_t^u = \frac{c^f}{c^u} \hat{c}_t^f - \frac{sw h N}{c^u} \hat{N}_t + \frac{sw h N}{c^u} \hat{w}_t,$$

(128)  $R_t = (1-\alpha)A_t(N_t h e)^\alpha (1-\psi)k_t^{-\nu-1} [(1-\psi)k_t^{-\nu} + \psi b_t^{-\nu}]^{\frac{1-\alpha}{\nu}}$

$$\approx \hat{R}_t = \alpha \hat{N}_t + \Theta_{15} \hat{b}_t + \Theta_{16} \hat{k}_t + \hat{A}_t,$$

(129)  $y_t = A_t(N_t h e)^\alpha [(1-\psi)k_t^{-\nu} + \psi b_t^{-\nu}]^{\frac{1-\alpha}{\nu}}$

$$\approx \hat{y}_t = \alpha \hat{N}_t + \frac{(1-\alpha)\psi}{(1-\psi)\left(\frac{b}{k}\right)^\nu + \psi} \hat{b}_t + \frac{(1-\alpha)(1-\psi)}{(1-\psi) + \psi\left(\frac{b}{k}\right)^{-\nu}} \hat{k}_t + \hat{A}_t,$$

(130)  $i_t = (1-\alpha)y_t - c_t^f - P_t b_t$

$$\approx \hat{i}_t = -\frac{c^f}{i} \hat{c}_t^f + \alpha(1-\alpha)\frac{y}{i} \hat{N}_t + \left[ \frac{(1-\alpha)^2 \psi}{(1-\psi)\left(\frac{b}{k}\right)^\nu + \psi} \frac{y}{i} - \frac{Pb}{i} \right] \hat{b}_t$$

$$+ \frac{(1-\alpha)^2 (1-\psi)}{(1-\psi) + \psi\left(\frac{b}{k}\right)^{-\nu}} \frac{y}{i} \hat{k}_t + (1-\alpha)\frac{y}{i} \hat{A}_t - \frac{Pb}{i} \hat{P}_t,$$

(131)  $c_t = c_t^f + N_t w_t h$

$$\approx \hat{c}_t = \frac{c^f}{c} \hat{c}_t^f + \frac{whN}{c} \hat{N}_t + \frac{whN}{c} \hat{w}_t.$$

Mit Hilfe der approximativen Lösung für die Abweichungen des Outputs von seinem *steady state*-Wert lässt sich diese Variable in Gleichung (127) folgendermaßen eliminieren

$$\begin{aligned}
 (132) \quad & \gamma \frac{k}{y} \hat{k}_{t+1} - (1-\delta) \frac{k}{y} \hat{k}_t = (1-\alpha) \hat{y}_t - \frac{c^f}{y} \hat{c}_t^f - \frac{Pb}{y} \hat{P}_t - \frac{Pb}{y} \hat{b}_t \\
 & \Leftrightarrow \gamma \frac{k}{y} \hat{k}_{t+1} + \left[ \frac{(1-\alpha)^2 (\psi-1)}{(1-\psi) + \psi \left(\frac{b}{k}\right)^{-\nu}} - (1-\delta) \frac{k}{y} \right] \hat{k}_t \\
 & = -\frac{c^f}{y} \hat{c}_t^f + \alpha(1-\alpha) \hat{N}_t + \left[ \frac{(1-\alpha)^2 \psi}{(1-\psi) \left(\frac{b}{k}\right)^\nu + \psi} - \frac{Pb}{y} \right] \hat{b}_t + (1-\alpha) \hat{A}_t - \frac{Pb}{y} \hat{P}_t.
 \end{aligned}$$

Durch Substitution der linearisierten Gleichungen für die individuellen Konsumwerte und der näherungsweise Abweichungen des Realzinses von seinem *steady state*-Wert lässt sich die Anzahl der Variablen in Gleichung (124) reduzieren<sup>37</sup>

$$\begin{aligned}
 & \left[ \left( 1 + \frac{1-\delta}{\frac{\gamma}{\beta} - (1-\delta)} \right) \left( 1 - \frac{c^e}{c^u} \right) E_{t-1} \hat{N}_{t+1} + \left[ 1 + \left( \frac{1}{N} - 1 \right) \frac{c^e}{c^u} \right] E_{t-1} \hat{R}_{t+1} \right. \\
 & + \left. \left[ \left( 1 - \frac{1}{N} \right) \left( 1 + \frac{1-\delta}{\frac{\gamma}{\beta} - (1-\delta)} \right) \frac{c^e}{c^u} \right] E_{t-1} \hat{c}_{t+1}^u - \left[ 1 + \frac{1-\delta}{\frac{\gamma}{\beta} - (1-\delta)} \right] E_{t-1} \hat{c}_{t+1}^e \right. \\
 & = \left. \left[ \left( 1 - \frac{c^e}{c^u} \right) \frac{\gamma}{\gamma - \beta(1-\delta)} \right] E_{t-1} \hat{N}_t + \left[ \left( 1 - \frac{1}{N} \right) \frac{c^e}{c^u} \frac{\gamma}{\gamma - \beta(1-\delta)} \right] E_{t-1} \hat{c}_t^u \right. \\
 & \left. - \frac{\gamma}{\gamma - \beta(1-\delta)} E_{t-1} \hat{c}_t^e \right. \\
 & \Leftrightarrow \Theta_{17} E_t \hat{k}_{t+1} + \Theta_{18} E_t \hat{w}_{t+1} + \Theta_{19} E_t \hat{w}_t \\
 & = \Theta_{20} E_t \hat{c}_{t+1}^f + \Theta_{21} E_t \hat{c}_t^f + \Theta_{22} E_t \hat{N}_{t+1} + \Theta_{23} E_t \hat{N}_t + \Theta_{24} \hat{b}_{t+1} + \Theta_{25} E_t \hat{A}_{t+1}.
 \end{aligned}$$

<sup>37</sup> Wobei  $\Theta_{17}$  bis  $\Theta_{31}$  komplexe Funktionen der tiefen Parameter des Modells sind. Wegen der Komplexität dieser Funktion im erweiterten Modell ist es schwer, generelle Erkenntnisse für die Modellndynamik abzuleiten. Aus diesem Grund wird an dieser Stelle auf einen expliziten Ausweis verzichtet.

Im nächsten Schritt ist die auch in der erweiterten Effizienzlohnökonomie vorherrschende Informationsasymmetrie zu berücksichtigen. Im Gegensatz zu den Firmen haben die repräsentativen Familien der Modellökonomie keine Möglichkeit, den Technologieschock zu beobachten, bevor sie ihre Investitionsentscheidung treffen müssen. Das bedeutet, dass die Familien in Bezug auf die näherungsweise prozentualen Abweichungen der Variablen Reallohn und Beschäftigung nicht den mathematischen Erwartungswert bilden, sondern sich bezüglich dieser Variablen mit schlechteren Informationen begnügen müssen. Die in diesem Zusammenhang relevanten Effizienzbedingungen der Firmen (Gleichung (112), (114) und (115)) können von den Familien in ihrer Entscheidung nur in veränderter Form berücksichtigt werden. Analog der Vorgehensweise in Abschnitt 3.2.3 im zweiten Kapitel lassen sich die *forward looking*-Variablen  $\hat{N}_{t+1}$  und  $\hat{b}_{t+1}$  eliminieren, so dass letztendlich folgende Gleichung das Kalkül der repräsentativen Familien in linearisierter Form beschreibt

$$\begin{aligned}
 (133) \quad & \Theta_{17} E_t \hat{k}_{t+1} + \Theta_{18} E_t \hat{w}_{t+1} + \Theta_{19} E_t \hat{w}_t \\
 & = \Theta_{20} E_t \hat{c}_{t+1}^f + \Theta_{21} E_t \hat{c}_t^f + \Theta_{22} E_t \hat{N}_{t+1} + \Theta_{23} \hat{N}_t + \Theta_{24} E_t \hat{A}_{t+1} \\
 & \Leftrightarrow \Theta_{25} E_t \hat{k}_{t+1} + \Theta_{26} E_t \hat{w}_{t+1} + \Theta_{27} \hat{w}_t = \Theta_{28} \hat{N}_t + \Theta_{29} E_t \hat{A}_{t+1} + \Theta_{30} \hat{A}_t + \Theta_{31} \hat{P}_t.
 \end{aligned}$$

Nach abgeschlossener Linearisierung lässt sich zunächst das aus den Gleichungen (121) bis (123) und (132) bis (133) bestehende Differenzengleichungssystem mit der bereits erläuterten Methodik lösen. Der Vektor der näherungsweise Abweichungen der Zustandsvariablen von ihrem *steady state*-Wert ( $\hat{s}_t$ ) enthält wie im RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit die näherungsweise prozentuale Abweichung des Kapitalstocks sowie die des Reallohns von seinem *steady state*-Wert, d.h.  $\hat{s}_t = (k_t, \hat{w}_t)'$ . Dieser Vektor wird bei Anwendung des Lösungsalgorithmus in die Teilvektoren  $\hat{s}_{1t} = (k_t)$  und  $\hat{s}_{2t} = (\hat{w}_t)$  zerlegt. Entscheidungsvariablen des Effizienzlohnmodells sind die näherungsweise Abweichungen des Familienkonsums, der Beschäftigung und des Energieeinsatzes von ihren *steady state*-Werten, so dass der Vektor der Abweichungen der Entscheidungsvariablen ( $\hat{u}_t$ ) die Gestalt  $\hat{u}_t = (\hat{c}_t^f, \hat{N}_t, \hat{b}_t)'$  annimmt. Exogene Variablen sind die stochastischen Prozesse der totalen Faktorproduktivität und des Ölpreises, so dass gilt:  $\hat{e}_t = (\hat{A}_t, \hat{P}_t)$ . Unter Verwendung dieser Definitionen lassen sich die Euler-Gleichungen für  $\hat{u}_t$  (Gleichungen (121) bis (123)) und die beiden anderen zunächst relevanten linearisierten Effizienzbedingungen (Gleichungen (132) und (133)) unter Verwendung der bekannten *M*-Matrizen (Gleichung (1) und (2)) zusammenfassen. Im Falle des erweiterten Effizienzlohnmodells gilt

$$M_{cc} = \begin{pmatrix} \left[ \left( \frac{c^e}{c^u} \right) - 1 \right] \frac{c^f}{1-s} \frac{1}{wh} & s \left[ \left( \frac{c^e}{c^u} \right) - 1 \right] \frac{1}{1-s} N & 0 \\ 0 & 1-\alpha & \frac{(\alpha-1)\psi\Gamma_1^{-v}}{(1-\psi)+\psi\Gamma_1^{-v}} \\ 0 & \alpha & \Theta_{13} \end{pmatrix},$$

$$M_{cs} = \begin{pmatrix} 0 & \frac{1-s \left( \frac{c^e}{c^u} \right)}{1-s} N \\ \frac{(1-\alpha)(1-\psi)}{(1-\psi)+\psi\Gamma_1^{-v}} & -1 \\ \Theta_{14} & 0 \end{pmatrix},$$

$$M_{ce} = \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 1 & 0 \\ -1 & 1 \end{pmatrix},$$

$$M_{ss}^0 = \begin{pmatrix} \gamma \frac{k}{y} & 0 \\ \Theta_{25} & \Theta_{26} \end{pmatrix},$$

$$M_{ss}^1 = \begin{pmatrix} \frac{(1-\alpha)^2(\psi-1)}{(1-\psi)+\psi\left(\frac{b}{k}\right)^{-v}} - (1-\delta) \frac{k}{y} & 0 \\ 0 & \Theta_{27} \end{pmatrix},$$

$$M_{sc}^0 = \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix},$$



$$M^1_{sc} = \begin{pmatrix} -\frac{c^f}{y} & \alpha(1-\alpha) & \frac{(1-\alpha)^2 \psi}{(1-\psi)\left(\frac{b}{k}\right)^v + \psi} - \frac{Pb}{y} \\ 0 & \Theta_{28} & 0 \end{pmatrix},$$

$$M^0_{se} = \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ \Theta_{29} & 0 \end{pmatrix},$$

$$M^1_{se} = \begin{pmatrix} 1-\alpha & -\frac{Pb}{y} \\ \Theta_{30} & \Theta_{31} \end{pmatrix}.$$

Somit lassen sich für die zukünftige Zustandsvariable  $\hat{k}_{t+1}$ , die Co-Zustandsvariable  $\hat{w}_t$  und die Entscheidungsvariablen ( $\hat{u}_t$ ) des erweiterten Effizienzlohnmodells Lösungen in Abhängigkeit der Zustandsvariablen  $\hat{k}_t$  und der aktuellen exogenen Variablen  $\hat{A}_t$  und  $\hat{P}_t$  ermitteln. Mit Hilfe dieser Lösung können anschließend Lösungen für die näherungsweise prozentualen Abweichungen der anderen makroökonomischen Größen  $\hat{f}_t = (\hat{c}_t^e \ \hat{c}_t^u \ \hat{R}_t \ \hat{y}_t \ \hat{i}_t \ \hat{c}_t)^t$  berechnet werden. Die Koeffizientenmatrizen mit  $F_u, F_{s1}, F_{s2}$  und  $F_e$ , lassen sich mit Hilfe der Gleichungen (126) bis (131) als

$$F_u = \begin{pmatrix} \frac{c^f}{c^e} & \frac{sw h N}{c^e} & 0 \\ \frac{c^f}{c^u} & \frac{sw h N}{c^u} & 0 \\ 0 & \alpha & \Theta_{15} \\ 0 & \alpha & \frac{(1-\alpha)\psi}{(1-\psi)\left(\frac{b}{k}\right)^v + \psi} \\ -\frac{c^f}{i} & \alpha(1-\alpha)\frac{y}{i} & \frac{(1-\alpha)^2 \psi}{(1-\psi)\left(\frac{b}{k}\right)^v + \psi} \frac{y}{i} - \frac{Pb}{i} \\ \frac{c^f}{c} & \frac{wh N}{c} & 0 \end{pmatrix},$$

$$F_{s1} = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ \Theta_{16} \\ \frac{(1-\alpha)(1-\psi)}{(1-\psi) + \psi\left(\frac{b}{k}\right)^{-\nu}} \\ \frac{(1-\alpha)^2(1-\psi)}{(1-\psi) + \psi\left(\frac{b}{k}\right)^{-\nu}} \frac{y}{i} \\ 0 \end{pmatrix}, \quad F_{s2} = \begin{pmatrix} \frac{wh(1-s+sN)}{c^e} \\ \frac{sw hN}{c^u} \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ \frac{whN}{c} \end{pmatrix}$$

und

$$F_e = \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 0 \\ 1 & 0 \\ 1 & 0 \\ (1-\alpha)\frac{y}{i} & -\frac{Pb}{i} \\ 0 & 0 \end{pmatrix}$$

herleiten.

Somit ist es möglich, das erweiterte Effizienzlohnmodell zumindest näherungsweise für alle verwendeten Modellvariablen zu lösen. Die Lösung des Modells und somit auch die *stylized facts* der Modellökonomie hängen ausschließlich von den tiefen Parametern des Modells ab. Um die Modellökonomie evaluieren zu können, müssen im nächsten Schritt Werte für die Parameter bestimmt werden.

#### 4.2 Kalibrierung

Genau wie alle anderen bisher analysierten Modelle wird auch das Effizienzlohnmodell mit Energie als drittem Produktionsfaktor anhand einiger langfris-

tiger Durchschnittswerte des verwendeten Datensatzes und mikroökonomischer Schätzungen kalibriert. Die meisten Parameterwerte können unverändert aus dem zweiten Kapitel übernommen werden. Im Einzelnen betrifft dies  $\alpha, \gamma, \delta, \beta, \zeta, T$  und  $h$ . Da für den Energieeinsatz nur Jahresdaten vorliegen, müssen die Parameterwerte teilweise angepasst werden. Die Wachstums- und Abschreibungsrate ( $\gamma$  und  $\delta$ ) erhöhen sich. Der Diskontierungsfaktor ( $\beta$ ) wird wie in den meisten RBC-Studien mit Jahresdaten auf 0,96 festgesetzt (Kim, Loungani 1992: 181; Schmidt, Zimmermann 2005: 15). Das Zeitbudget ( $T$ ) und die für die Bereitstellung positiver Arbeitsanstrengung benötigte Rüstzeit ( $\zeta$ ) werden vervierfacht. Wegen der Irrelevanz für die Modelldynamik gilt für die fixierten Vollzeitarbeitsstunden ( $h$ ) weiterhin ein Wert von eins.

Das Verhältnis aus dem Konsum eines normal arbeitenden Individuums und dem eines Arbeitslosen ( $c^e / c^u$ ) kann im Prinzip unverändert übernommen werden. Aus Übersichtlichkeitsgründen und aufgrund von Plausibilitätsüberlegungen werden in diesem Kapitel nur Simulationsergebnisse für zwei Versionen des Effizienzlohnmodells ausgewiesen. Obwohl sich herausgestellt hat, dass insbesondere Version a) als ein vielversprechender Erklärungsansatz für die deutsche Konjunktur ist, werden in diesem Kapitel nur die beiden größeren Werte des Parameters ( $c^e / c^u$ ) berücksichtigt. Dies geschieht aus folgendem Grund: Aufgrund der Umstellung auf Jahresdaten vervierfacht sich die Dauer der Arbeitslosigkeit. Da der Anspruch auf Lohnersatzleistungen in entwickelten Volkswirtschaften üblicherweise mit der Dauer der Arbeitslosigkeit sinkt, erscheint es plausibel, in diesem Kapitel auf die Simulation der Modellversion mit dem niedrigsten Verhältnis des Konsum eines normalen Arbeitnehmer zu dem eines Arbeitslosen oder eines erwischten Drückebergers zu verzichten (OECD 1999a: 33–39).

Um auch in Bezug auf das erweiterte Effizienzlohnmodell sicherzustellen, dass die Beschäftigtenquote im *steady state* der durchschnittlichen Beschäftigungsquote in Deutschland entspricht, kann der Anteil des garantierten Reallohns ( $s$ ) nicht frei gewählt werden. Bei der Festlegung eines Wertes für diesen Parameter muss die erweiterte Modellstruktur berücksichtigt werden. Gemäß Gleichung (118) ergibt sich

$$(136) \quad s = \frac{\left[ (1 - \psi) + \psi \Gamma_1^{-\nu} \right]^{\frac{1-\alpha}{\nu}} \left[ (1 - \alpha) \left( \frac{c^e}{c^u} - 1 \right) - \alpha \right] + \left( \frac{c^e}{c^u} - 1 \right) (1 - \gamma - \delta - P \Gamma_1) \Gamma_2}{\alpha \left[ (1 - \psi) + \psi \Gamma_1^{-\nu} \right]^{\frac{1-\alpha}{\nu}} \left[ N \left( 1 - \frac{c^e}{c^u} \right) - 1 \right]}$$

Die Produktionsfunktion der erweiterten Modellversion besitzt im Vergleich zu den Zwei-Faktor-Modellen die beiden zusätzlichen Parameter  $\psi$  und  $\nu$ . Um die Vergleichbarkeit mit anderen Studien zu erleichtern, wird auch im Effizienzlohnmodell für den Parameter  $\nu$  der Wert 0,7 und somit eine Substitu-

tionselastizität größer als eins angenommen<sup>38</sup>. Außerdem sinkt die Volatilität des Energieeinsatzes mit einem Anstieg des Parameters  $\nu$ . Da die Volatilität des Energieeinsatzes in allen erweiterten Modellen höher ist als in der Realität, erscheint ein Wert von 0,7 angebrachter als die alternative Spezifikation einer reinen Cobb-Douglas-Produktionsfunktion. Der Parameter  $\psi$  entscheidet letztendlich über das Verhältnis von Energie- und Kapitaleinsatz im *steady state*. Durch Gleichsetzen der deterministischen Versionen der in diesem Zusammenhang relevanten Effizienzbedingungen ergibt sich eine eindeutige Beziehung zwischen dem Parameter  $\psi$  und dem Verhältnis von Energie und Kapitaleinsatz im *steady state* sowie einigen anderen tiefen Parametern. Diese eindeutige Beziehung wurde bereits bei der Kalibrierung des erweiterten RBC-Modells mit unteilbarer Arbeitszeit verwendet

$$(137) \quad \psi = \frac{1}{\left(\frac{b}{k}\right)^{-\nu-1} \left(\frac{\frac{\gamma-\beta}{\beta} + \delta}{P}\right) + 1}.$$

Nachdem der Parametervektor  $(\alpha \beta \delta \gamma c^e / c^u \ s \ \zeta \ \nu \ \psi)$  vollständig definiert wurde, kann Gleichung (115) numerisch gelöst werden, um den noch freien Parameter  $(d/\theta)$  eindeutig zu bestimmen.

Die Parameter der beiden konjunkturauslösenden stochastischen Prozesse Ölpreis und totale Faktorproduktivität werden analog der Vorgehensweise im vorangegangenen Abschnitt geschätzt. In Bezug auf den Ölpreis wird angenommen, dass dieser einem AR(1)-Prozess folgt. Die Parameter dieses Prozesses ( $\rho_0^P$  und  $\rho_1^P$ ) und die Standardabweichung der *white noise*-Größe innerhalb dieses Prozesses ( $\sigma^P$ ) werden mit Hilfe einer OLS-Schätzung der folgenden Gleichung ermittelt

$$(138) \quad \log P_t = \rho_0^P + \rho_1^P \log P_{t-1} + \varepsilon_t^P,$$

mit  $\varepsilon_t^P \sim N(0, \sigma_p)$ .

Neben stochastischen Veränderungen des Ölpreises ist die Modellökonomie in diesem Kapitel weiterhin stochastischen Veränderungen der totalen Faktorproduktivität ausgesetzt. Wie bereits bei der Kalibrierung des erweiterten *indivisible labor*-Modells diskutiert, ist zu beachten, dass die Erweiterung der Produktionsfunktion auch bei der Ermittlung des Solow-Residuums zu berücksichtigen ist. Da die Arbeitsanstrengung im Gleichgewicht eine Konstante ist (welche später durch Abzug eines linearen Trends wegfällt), kann das

<sup>38</sup> Dieser Wert wird z.B. bei Kim, Loungani (1992), bei DeMiguel et al. (2003) oder bei Schmidt, Zimmermann (2005) verwendet.

Tabelle 25

**Parameterwerte der erweiterten Modelle**

Parameter	<i>indivisible labor</i> -Modell	Effizienzlohnmodell	
		a)	b)
Produktionsfunktion			
$\alpha$	0,72	0,72	0,72
$\psi$	0,006	0,006	0,006
$\nu$	0,7	0,7	0,7
Präferenzen			
$\beta$	0,96	0,96	0,96
$\frac{d}{\theta}$	–	0,068	0,055
$\theta$	–0,113	–	–
$T$	5 476	5 476	5 476
Arbeitsmarktinstitutionen			
$\frac{c^e}{c^u}$	–	1,20	1,25
$s$	–	0,826	0,791
$h$	1	1	1
$\zeta$	–	64	64
Kapitalakkumulation			
$\delta$	0,105	0,105	0,105
$\gamma$	1,022	1,022	1,022
Exogene Schocks			
$\rho^A$	0,8296	0,8296	0,8296
$\sigma_A$	0,0114	0,0114	0,0114
$\rho_0^p$	–0,2112	–0,2112	–0,2112
$\rho_1^p$	0,7973	0,7973	0,7973
$\sigma_p$	0,2969	0,2969	0,2969

Eigene Berechnungen.

Solow-Residuum genau wie im erweiterten RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit mit Hilfe folgender Gleichung ermittelt werden<sup>39</sup>

$$\log SR_t = \log Y_t - \alpha \log N_t + \frac{(1-\alpha)}{\nu} \log \left[ (1-\psi)K_t^{-\nu} + \psi b_t^{-\nu} \right].$$

Wie zuvor wird angenommen, dass das Solow-Residuum eine trendstationäre Variable ist, dessen stationäre, stochastische Komponente einem AR(1)-Prozess folgt. Daher kann nach Abzug eines linearen Trends folgende Gleichung mit Hilfe der OLS-Methode geschätzt werden, um den Persistenzparameter ( $\rho^A$ ) und die Standardabweichung des Störterms ( $\sigma_A$ ) zu ermitteln

<sup>39</sup> Eine variable Arbeitsanstrengung und damit auch eine abweichende Messung des Solow-Residuums ergibt sich beispielsweise im Rahmen eines *labor hoarding*-Modells (Eichenbaum 1991: 615–624; Burnside et al. 1993). Zur Ermittlung der stationären Komponente des Solow-Residuums vgl. auch Abschnitt 2.2 und 3.3 im zweiten und 3.2 in diesem Kapitel sowie King, Rebelo 1999: 950–953).

$$(139) \log A_t = \rho^A \log A_{t-1} + \varepsilon_t^A,$$

wobei  $\varepsilon_t^A \sim N(0, \sigma_A)$ .

Tabelle 25 fasst die Parameterwerte der erweiterten Modelle nach abgeschlossener Kalibrierung zusammen.

### 4.3 Evaluation

Im Folgenden soll geprüft werden, ob sich durch die Integration der Effizienzlohntheorie in ein erweitertes RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit ein veränderter und im statistischen Sinne weniger fehlerhaft quantifizierter Beitrag von Ölpreisschocks für konjunkturelle Schwankungen in Deutschland ergibt. Hierzu wird zunächst analysiert, ob das erweiterte Effizienzlohnmodell in Bezug auf den in diesem Kapitel verwendeten Jahresdatensatz überhaupt einen brauchbaren bzw. im Vergleich zum erweiterten *indivisible labor*-Modell verbesserten Ansatz für die Erklärung konjunktureller Schwankungen in Deutschland darstellt. Aufgrund der Kalibrierung der exogenen Schockprozesse werden anschließend Rückschlüsse auf den absoluten Erklärungsbeitrag der jeweiligen Schocks gezogen.

Wie bereits bei der Evaluation des erweiterten RBC-Modells mit unteilbarer Arbeitszeit zeigt sich, dass die vorgenommene Kalibrierung dafür sorgt, dass einige der *great ratios* des Effizienzlohnmodells mehr oder weniger exakt<sup>40</sup> dem korrespondierenden Durchschnittsverhältnis des verwendeten Datensatzes entsprechen (Tabelle 26). Dies gilt für das Verhältnis von Investitionen zum Kapitalstock, das Verhältnis von Energieeinsatz zum Kapitalstock und die Beschäftigtenquote. Genau wie im erweiterten *indivisible labor*-Modell besitzen die Produktionsfaktoren in beiden Versionen des Effizienzlohnmodells eine größere durchschnittliche Produktivität. Aus diesem Grund weisen beide Versionen der Effizienzlohnökonomie im Vergleich zum verwendeten Datensatz ein etwas geringeres Verhältnis von Kapital und von Energieeinsatz zum Output auf. Gleiches gilt automatisch auch für das Verhältnis von Energiewert zum Output. Wie bei allen im Rahmen dieser Arbeit verwendeten Modellen ist die Konsumquote deutlich höher als der entsprechende durchschnittliche Quotient des Datensatzes. Wie bereits diskutiert, könnte diese Schwäche der Modelle mit der im Durchschnitt höheren Produktivität des Kapitalstocks, aber insbesondere auch mit der verwendeten Zeitreihe des Konsums erklärt werden.

Tabelle 27 fasst die relativen Standardabweichungen der verwendeten Variablen sowohl für alle erweiterten Modelle als auch die entsprechenden Momente des Jahresdatensatzes zusammen. Wie schon bei der Analyse unter

<sup>40</sup> Geringe Differenzen resultieren aus Rundungsfehlern bei der Kalibrierung.

Tabelle 26

**Steady state-Eigenschaften ausgewählter Variablen der erweiterten Modelle**

	Deutschland	<i>indivisible labor</i> -Modell	Effizienzlohnmodell	
			a)	b)
Privater Konsum / Output	0,5665	0,8035	0,7861	0,7861
Kapital / Output	1,8645	1,5512	1,5512	1,5512
Investitionen / Output	0,2322	0,1965	0,1965	0,1965
Investitionen / Kapital	0,1267	0,1267	0,1267	0,1267
Energieeinsatz / Output	0,0575	0,0494	0,0494	0,0494
Energieeinsatz / Kapital	0,0319	0,0318	0,0318	0,0318
Energie wert / Output	0,0221	0,0174	0,0174	0,0174
Beschäftigtenquote	0,9420	0,9213	0,9480	0,9482

Quelle: Statistisches Bundesamt, OECD, IEA und eigene Berechnungen.

Tabelle 27

**Relative Standardabweichungen ausgewählter Variablen der erweiterten Modelle**

	Deutschland <sup>1</sup>	<i>indivisible labor</i> -Modell	Effizienzlohnmodell	
			a)	b)
Privater Konsum	1,10	0,57	0,62	0,60
Investitionen	2,43	3,26	3,40	3,51
Kapital	0,67	0,77	0,77	0,78
Beschäftigung	0,81	0,53	0,68	0,74
Reallöhne	0,78	0,60	0,58	0,56
Arbeitsproduktivität	0,87	0,60	0,58	0,56
Energieverbrauch	1,32	3,37	3,49	3,30
Ölpreis	1,57	5,29	5,39	5,08

Quelle: Statistisches Bundesamt, OECD, IEA und eigene Berechnungen. – Alle Variablen wurden logarithmiert und mit Hilfe des HP-Filters trendbereinigt ( $\lambda = 400$ ).

Verwendung eines entsprechenden Quartalsdatensatzes erhöht auch hier die Berücksichtigung unvollkommener Verträge zwischen Arbeitnehmern und Arbeitgebern die relative Standardabweichung der Beschäftigung signifikant. Dieser Effekt ist umso ausgeprägter, je größer der Konsum eines normal arbeitenden Individuums im Verhältnis zum Konsum eines „erwischten Drückebergers“ bzw. eines Arbeitslosen ist. Beispielsweise weist Version b) des erweiterten Effizienzlohnmodells eine relative Standardabweichung der Beschäftigung auf, die nur leicht unterhalb des korrespondierenden Moments der Realität liegt. Somit wird auch in diesem Kapitel deutlich, dass die Integration von Effizienzlohnsetzung gemäß dem im Rahmen dieser Arbeit propagierten theoretischen Ansatz im Vergleich zu einem Standard-*indivisible labor*-Modell substanzielle Verbesserungen bei der Erklärung der relativen Schwankungen der Beschäftigung und somit zur Lösung des ersten Teils des *employment variability puzzles* bietet.

Tabelle 28

**Korrelationen ausgewählter Variablen der erweiterten Modelle mit dem Output**

	Deutschland	<i>indivisible labor</i> -Modell	Effizienzlohnmodell	
			a)	b)
Privater Konsum	0,89	0,90	0,85	0,84
Investitionen	0,85	0,93	0,91	0,91
Kapital	0,57	0,75	0,89	0,89
Beschäftigung	0,55	0,87	0,83	0,84
Reallöhne	0,41	0,90	0,75	0,68
Arbeitsproduktivität	0,63	0,90	0,75	0,68
Energieeinsatz	0,36	0,38	0,35	0,36
Ölpreis	-0,35	-0,19	-0,17	-0,17

Quelle: Statistisches Bundesamt, OECD, IEA und eigene Berechnungen. – Alle Variablen wurden logarithmiert und mit Hilfe des HP-Filters trendbereinigt ( $\lambda = 400$ ).

Da die relativen Standardabweichungen des Konsums in beiden Versionen des Effizienzlohnmodells etwas höher sind als diejenigen des erweiterten *indivisible labor*-Modells, schneidet ein Modell mit Effizienzlohnsetzung in Bezug auf dieses *stylized fact* zwar etwas besser, aber immer noch höchst unbefriedigend ab. Wie bereits erwähnt besitzt wegen des Hangs zur Konsumglättung keines der verwendeten Modelle das Potenzial, eine relative Standardabweichung des Konsums zu erklären, die größer als eins ist. Umgekehrt verhält es sich in Bezug auf die Investitionen. Da die relativen Standardabweichungen der Investitionen in beiden Versionen des erweiterten Effizienzlohnmodells noch höher sind als im *indivisible labor*-Modell, verschlechtert die Einführung von Effizienzlöhnen den Erklärungsgehalt des Modells in Bezug auf dieses Moment<sup>41</sup>. Die relativen Standardabweichungen der anderen Variablen ändern sich im Vergleich zum erweiterten *indivisible labor*-Modell wenig. Alle Modelle weisen in etwa die gleichen Stärken bzw. Schwächen auf. In Bezug auf die relative Standardabweichung des Ölpreises kommen die Unterschiede allein durch Veränderungen der Volatilität des Outputs zustande (Tabelle 31).

Tabelle 28 zeigt kontemporäre Korrelationen der verwendeten Variablen mit dem Output. Im Vergleich zum erweiterten *indivisible labor*-Modell führt die Integration von Effizienzlöhnen gemäß der verwendeten Modelle zu einem substantziellen Rückgang der kontemporären Beziehung zwischen Reallöhnen sowie Arbeitsproduktivität und Output. Auf diese Weise lässt sich die Distanz zwischen Modellwelt und Realität in Bezug auf diese beiden Variablen deutlich reduzieren. Insbesondere Version b) des Effizienzlohnmodells weist kontemporäre Korrelationen zwischen Reallöhnen sowie Arbeitsproduktivität und Output auf, welche den Momenten des Datensatzes wesentlich eher

<sup>41</sup> Wie erwähnt könnte diese Eigenschaft auch durch die angenommene Informationsasymmetrie verursacht sein. Da ein Schwerpunkt der Arbeit auf der Erklärung konjunktureller Phänomene des Arbeitsmarktes liegt, wird diese Fragestellung nicht weiter verfolgt.



Tabelle 29

**Korrelationen ausgewählter Variablen der erweiterten Modelle mit dem Ölpreis**

	Deutschland	<i>indivisible labor</i> -Modell	Effizienzlohnmodell	
			a)	b)
Output	-0,35	-0,19	-0,17	-0,17
Privater Konsum	-0,46	-0,15	-0,16	-0,15
Investitionen	-0,30	-0,29	-0,25	-0,24
Kapital	-0,21	-0,23	-0,23	-0,23
Beschäftigung	-0,21	-0,20	-0,14	-0,14
Reallöhne	-0,01	-0,15	-0,13	-0,12
Arbeitsproduktivität	-0,21	-0,15	-0,13	-0,12
Energieeinsatz	-0,34	-0,98	-0,98	-0,98

Quelle: Statistisches Bundesamt, OECD, IEA und eigene Berechnungen. – Alle Variablen wurden logarithmiert und mit Hilfe des HP-Filters trendbereinigt ( $\lambda = 400$ ).

entsprechen als die korrespondierenden Momente des erweiterten RBC-Modells mit unteilbarer Arbeitszeit.

Nur leichte Veränderungen im Vergleich zum erweiterten *indivisible labor*-Modell ergeben sich insbesondere in Bezug auf Konsum und Kapital. Konsum und Output sind in beiden Effizienzlohnmodellen etwas schwächer korreliert als im RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit. Gegenteiliges gilt für den Kapitalstock. In beiden Fällen vergrößert sich so die Distanz zwischen den Momenten des Modells und der Realität. Weiterhin vergrößert sich die Distanz mit einer Erhöhung des Parameters ( $c^e / c^u$ ). Die kontemporären Korrelationen der anderen Variablen mit dem Output ändern sich im Vergleich zum erweiterten *indivisible labor*-Modell nicht. Vielmehr zeigen alle Modelle in etwa die gleichen Stärken und Schwächen.

Insgesamt gesehen können die kontemporären Korrelationen mit dem Output von den beiden Effizienzlohnökonomien im Durchschnitt folglich recht gut wiedergegeben werden. Eine Überlegenheit der Effizienzlohnmodelle zeigt sich insbesondere bei der Erklärung der relativ geringen Korrelationen der Arbeitsmarktvariablen Reallöhne und Arbeitsproduktivität mit dem Output. Auch bei erweiterter Spezifikation und Verwendung von Jahresdaten kann das zweite Merkmal des (abgeschwächten) *employment variability puzzles* von den Effizienzlohnmodellen relativ gut erklärt werden.

Da zufällige Veränderungen des Ölpreises neben stochastischen Veränderungen der totalen Faktorproduktivität in diesem Kapitel zusätzlicher konjunkturauslösender Schock sind, sollen die Modelle auch anhand der kontemporären Korrelationen zwischen dieser beobachtbaren Größe und den anderen Modellvariablen evaluiert werden (Tabelle 29). Insgesamt sind die Unterschiede zwischen den Modellen in Bezug auf diese Momente relativ gering. Alle Modelle haben daher in gleichem Maße Probleme, den – gemessen am

Tabelle 30

**Autokorrelationen erster Ordnung ausgewählter Variablen der erweiterten Modelle**

	Deutschland	<i>indivisible labor</i> -Modell	Effizienzlohnmodell	
			a)	b)
Output	0,69	0,56	0,73	0,72
Privater Konsum	0,73	0,76	0,57	0,59
Investitionen	0,68	0,44	0,57	0,54
Kapital	0,69	0,85	0,83	0,82
Beschäftigung	0,73	0,42	0,44	0,42
Reallöhne	0,67	0,76	0,43	0,44
Arbeitsproduktivität	0,81	0,76	0,43	0,44
Energieeinsatz	0,30	0,56	0,57	0,57
Ölpreis	0,64	0,54	0,54	0,54

Quelle: Statistisches Bundesamt, OECD, IEA und eigene Berechnungen. – Alle Variablen wurden logarithmiert und mit Hilfe des HP-Filters trendbereinigt ( $\lambda = 400$ ).

Ölpreis – relativ stark ausgeprägten antizyklischen Verlauf des Konsums zu erklären. Gleiches gilt, wenn auch abgeschwächt, für den Output. Die in der Realität stärker negative Korrelation zwischen Konsum und Output könnte ein Hinweis darauf sein, dass Energie in der Realität nicht nur Produktionsfaktor ist, sondern auch als Konsumgut dient oder zumindest zu bestimmten Konsumgütern in komplementärer Beziehung steht. Eine Erhöhung des Ölpreises hätte dann eine unmittelbare – ohne Umweg über die Produktionsfunktion – Verteuerung des Konsums zur Folge. In Bezug auf die Reallöhne gilt das Gegenteil. In der Realität ist diese Variable so gut wie gar nicht mit dem Ölpreis korreliert, während innerhalb der Modellökonomien Ölpreis und Reallöhne zumindest schwach negativ miteinander korreliert sind. Alle anderen Momente können von den simulierten Modellen zumindest befriedigend erklärt werden.

Ein Vergleich der Autokorrelationen erster Ordnung (Tabelle 30) offenbart, dass die Effizienzlohnmodelle im Vergleich zum erweiterten *indivisible labor*-Modell wegen der höheren Persistenz der jeweiligen Variablen in Bezug auf den Output und die Investitionen deutlich besser abschneiden. Das Gegenteil gilt allerdings für Konsum und Arbeitsproduktivität. Wie erwähnt weist das erweiterte RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit in Bezug auf die Reallöhne eine zu hohe Persistenz auf. Die Autokorrelation der Reallöhne in den erweiterten Effizienzlohnmodellen ist dafür deutlich zu niedrig, so dass die erweiterten Effizienzlohnmodelle hier keine Verbesserung darstellen. Die Autokorrelation der verbleibenden Variablen Kapital, Beschäftigung, Energieeinsatz und Ölpreis kann von allen Modellen gleich gut bzw. gleich schlecht wiedergegeben werden.

Im bisherigen Verlauf dieses Abschnitts wurden die erweiterten Effizienzlohnmodelle hinsichtlich ihrer Fähigkeit evaluiert, konjunkturelle Regelmä-

Tabelle 31

**Standardabweichungen ausgewählter Variablen der erweiterten Modelle**

	Deutschland	<i>indivisible labor</i> -Modell	Effizienzlohnmodell	
			a)	b)
Output	2,23	2,14	2,10	2,23
Privater Konsum	2,46	1,28	1,30	1,33
Investitionen	5,42	6,98	7,13	7,82
Kapital	1,49	1,66	1,61	1,73
Beschäftigung	1,81	1,14	1,43	1,65
Reallöhne	1,73	1,28	1,22	1,24
Arbeitsproduktivität	1,94	1,28	1,22	1,24
Energieverbrauch	2,94	7,44	7,33	7,37
Ölpreis	3,51	11,32	11,32	11,32

Quelle: Statistisches Bundesamt, OECD, IEA und eigene Berechnungen. – Alle Variablen wurden logarithmiert und mit Hilfe des HP-Filters trendbereinigt ( $\lambda = 400$ ).

Bigkeiten des verwendeten Jahresdatensatzes zu reproduzieren. Hierbei konnte eine Überlegenheit der Effizienzlohnökonomien auch bei der Erklärung des (im Vergleich zum Quartalsdatensatz abgeschwächten) *employment productivity puzzle* festgestellt werden. Aus diesem Grund scheint es sinnvoll, insbesondere die beiden Versionen des erweiterten Effizienzlohnmodells zu nutzen, um den Erklärungsbeitrag von Ölpreisschocks und die Reaktion der einzelnen Variablen nach einem Anstieg des Ölpreises zu quantifizieren.

Die Analyse der absoluten Standardabweichungen der endogenen Variablen (Tabelle 31) offenbart zunächst, dass das Effizienzlohnmodell im Gegensatz zum vorangegangenen Kapitel – zumindest gemessen an den Fluktuationen des Outputs – nicht grundsätzlich empfindlicher auf angebotsseitige Schocks reagiert als das erweiterte *indivisible labor*-Modell. Vielmehr verliert das Modell durch die Kalibrierung gemäß Jahresdaten diese grundsätzliche Eigenschaft. Die Standardabweichung des Outputs des Effizienzlohnmodells – Version a) – fällt sogar geringer aus als das entsprechende Moment des erweiterten RBC-Modells mit unteilbarer Arbeitszeit. Gemäß dieser Modellversion können Technologie- und Ölpreisschocks zusammen „nur“ knapp 95% aller Fluktuationen des Outputs erklären.

Weiterhin gilt allerdings, dass die Modellökonomie umso empfindlicher auf angebotsseitige Schocks reagiert, je geringer der Konsum eines Arbeitslosen oder eines „erwischten Drückebergers“ im Vergleich zum Konsum eines normalen Arbeitnehmers ist. Wird angenommen, dass dieses Verhältnis 1,25 beträgt, so weist das Effizienzlohnmodell eine Standardabweichung des Outputs auf, welche exakt derjenigen des verwendeten Datensatzes entspricht. Dies bedeutet, dass bei Gültigkeit dieser Modellspezifikation die beiden verwendeten angebotsseitigen Schockprozesse für alle konjunkturellen Schwankungen des Outputs in Deutschland verantwortlich sind.

Tabelle 32

**Standardabweichungen ausgewählter Variablen der erweiterten Modelle ohne Technologieschocks**

	Deutschland	<i>indivisible labor</i> -Modell	Effizienzlohnmodell	
			a)	b)
Output	2,23	0,41	0,40	0,44
Privater Konsum	2,46	0,25	0,24	0,24
Investitionen	5,42	2,17	2,13	2,31
Kapital	1,49	0,50	0,46	0,49
Beschäftigung	1,81	0,28	0,35	0,41
Reallöhne	1,73	0,25	0,23	0,24
Arbeitsproduktivität	1,94	0,25	0,23	0,24
Energieverbrauch	2,94	7,27	7,19	7,20
Ölpreis	3,51	11,32	11,32	11,32

Quelle: Statistisches Bundesamt, OECD, IEA und eigene Berechnungen. – Alle Variablen wurden logarithmiert und mit Hilfe des HP-Filters trendbereinigt ( $\lambda = 400$ ).

In Bezug auf die anderen Variablen ergibt sich je nach relativer Standardabweichung ein größerer oder kleinerer Erklärungsbeitrag der verwendeten Schocks. Diese Werte sind aber – zumindest gemäß der bisherigen Evaluationslogik – wenig aussagekräftig, sofern die relativen Standardabweichungen des Modells nicht den korrespondierenden Momenten des Datensatzes entsprechen. Wie die Evaluation im vorangegangenen Kapitel (Tabelle 14) sowie Tabelle 27 zeigen, ist ein Effizienzlohnmodell gemäß der verwendeten Spezifikation sehr gut in der Lage, die (hohe) relative Standardabweichung der Beschäftigung zu erklären und somit einen Teil des *employment variability puzzles* zu lösen. Je nach Kalibrierung führt dies dazu, dass mit Hilfe des Effizienzlohnmodells und der beiden angebotsseitigen Schocks ca. 80% bzw. über 90% der Schwankungen der gesamtwirtschaftlichen Beschäftigung erklärt werden können, d.h. gemäß der erweiterten Effizienzlohnökonomie sind die beiden angebotsseitigen Schockprozesse für über 80% der Beschäftigungsschwankungen in Deutschland verantwortlich.

Tabelle 32 fasst nochmals Standardabweichungen der verwendeten Variablen zusammen. Die Standardabweichungen der Modellvariablen wurden unter der Prämisse erzeugt, dass Ölpreisschocks einziger exogener Schockprozess sind. Durch Division der Standardabweichung einer Modellvariablen durch das entsprechende Moment der Realität lässt sich der durch Ölpreisschocks erklärbare Anteil der Fluktuationen einer Variablen berechnen (Kydland, Prescott 1991b: 74–79). Da das Ausmaß der konjunkturellen Schwankungen im erweiterten RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit zwischen dem Ausmaß der konjunkturellen Schwankungen im Effizienzlohnmodell – Version a) und dem Effizienzlohnmodell – Version b) liegt, führt die Integration von Effizienzlöhnen bei Fokussierung auf den Output zu keiner Veränderung des

modelltheoretisch erklärbaren Beitrags von Ölpreisschocks für die deutsche Konjunktur. Gemäß dem Effizienzlohnmodell – Version a) (b) können 18% (20%) der Outputschwankungen auf Ölpreisschocks zurückgeführt werden.

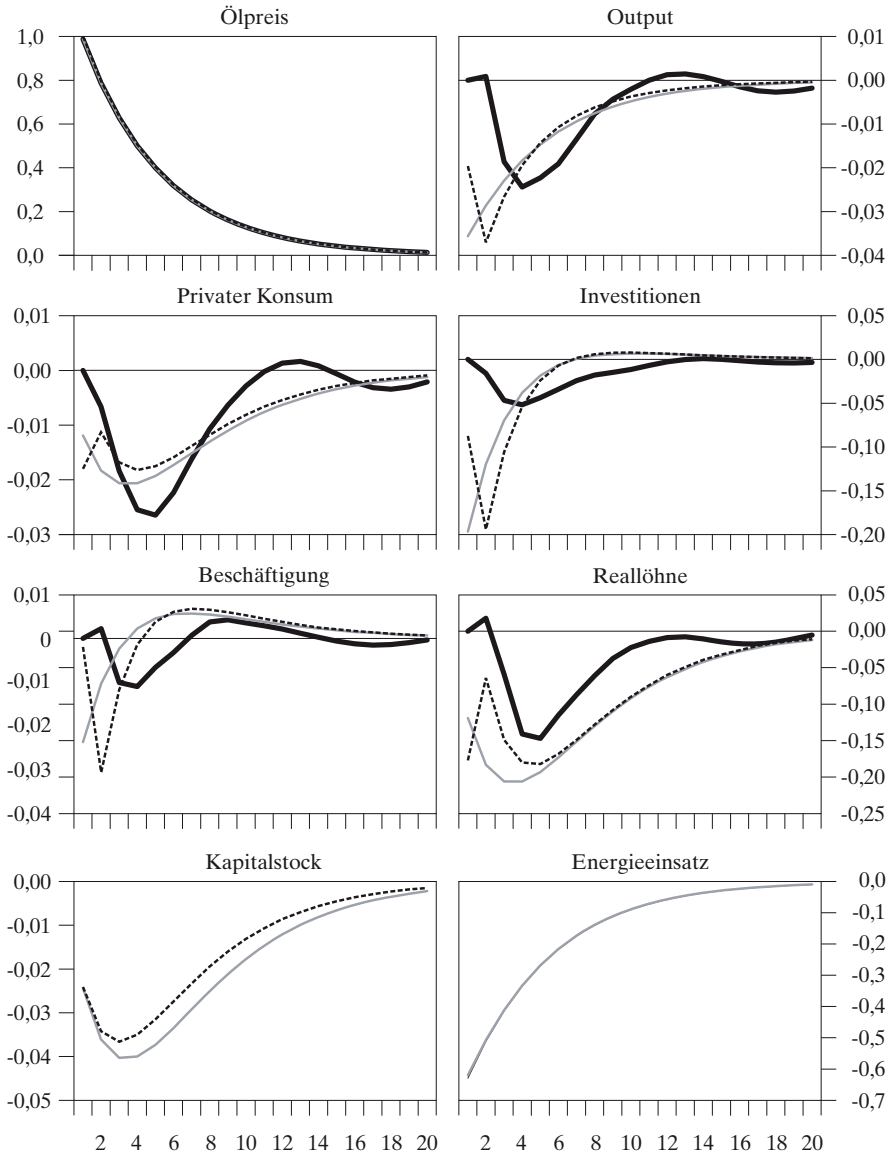
Da sich die relativen Standardabweichungen (Tabelle 27) der Variablen in den beiden Versionen des Effizienzlohnmodells in den meisten Fällen kaum von denen des erweiterten *indivisible labor*-Modells unterscheiden, ergibt sich für die meisten Variablen auch ein sehr ähnlicher Erklärungsbeitrag der Ölpreisschocks für konjunkturelle Schwankungen. Ölpreisschocks können im Effizienzlohnmodell – Version a) (b) 10% (10%) der Fluktuationen des privaten Konsums, 39% (43%) der Investitionen, 31% (33%) des Kapitalstocks, 13% (14%) der Reallöhne und 12% (12%) der Arbeitsproduktivität erklären. Diese Ergebnisse sind jedoch mit großer Vorsicht zu betrachten, da sich insbesondere in Bezug auf Konsum und Investitionen die relativen Standardabweichungen aller Modelle stark von den entsprechenden Momenten der Realität unterscheiden. Unter der Annahme, dass die verwendeten Modelle nur dann einen brauchbaren Erklärungsbeitrag für konjunkturelle Schwankungen liefern, sofern die relativen Standardabweichungen der jeweiligen Variablen zumindest befriedigend reproduziert werden, bestätigen sich „lediglich“ die Implikationen des erweiterten *indivisible labor*-Modells: In Deutschland sind Ölpreisschocks für ca. 20% der konjunkturellen Schwankungen verantwortlich.

Eine Ausnahme bilden die Unterschiede in Bezug auf die Beschäftigung. Wie im bisherigen Verlauf dieser Arbeit diskutiert, können die Effizienzlohnmodelle einen substanziellen Beitrag zur Erklärung der relativen Standardabweichung dieser Variablen leisten. Insbesondere bleibt diese Modelleigenschaft auch bei der Analyse von Jahresdaten erhalten. Der durch Ölpreisschocks erklärbare Anteil konjunktureller Schwankungen der Beschäftigung steigt je nach Version des Effizienzlohnmodells auf 19% bzw. 23%. Der bessere Erklärungsgehalt einer Effizienzlohnökonomie in Bezug auf den ersten Teil des *employment variability puzzles* deutet darauf hin, dass dies nicht durch eine aus einer Fehlspezifikation des Modells resultierende Überempfindlichkeit dieser Variablen resultiert, sondern dass Ölpreisschocks in Deutschland tatsächlich Schwankungen dieser Größenordnung hervorrufen.

Neben der Quantifizierung der allgemeinen Bedeutung von Ölpreisschocks für konjunkturelle Schwankungen soll auch analysiert werden, ob die konkrete Reaktion einzelner Variablen nach Veränderungen des Ölpreises mit der in der Realität beobachtbaren Reaktion übereinstimmt. Zu diesem Zweck wurde zu Beginn dieses Kapitels die Reaktion einiger Variablen nach einem Anstieg des Ölpreises um 1% mit Hilfe der IRF eines theorieleeren VAR-Modells geschätzt. Schaubild 23 beinhaltet sowohl die bereits analysierten IRF des

Schaubild 23

**Impuls-Antwort-Funktionen nach einem einmaligen Anstieg des Ölpreises um 1% in den erweiterten Modellen**



— VAR-Modell  
- - - indivisible labor-Modell  
· · · · · Effizienzlohnmodell - Version a)

Eigene Berechnungen.

VAR-Modells und des erweiterten *indivisible labor*-Modells als auch die IRF des Effizienzlohnmodells nach einem einmaligen Anstieg des Ölpreises<sup>42</sup>.

Nach dem anfänglichen Impuls kehrt der Ölpreis langsam gemäß dem bei der Kalibrierung geschätzten AR(1)-Prozess zu seinem *steady state*-Wert zurück. Hierfür sind etwa 20 Perioden nötig. Zunächst ist ersichtlich, dass alle Variablen des Effizienzlohnmodells negativ auf einen Anstieg des Ölpreises reagieren. Beispielsweise hat in der Modellökonomie ein Anstieg des Ölpreises um 1% einen Rückgang des Outputs um knapp 0,04% zur Folge. Die stärkste Reaktion zeigen erwartungsgemäß der Energieeinsatz und die Investitionen. Sie gehen um mehr als 6% bzw. um ca. 2% zurück. Das Gegenteil gilt für den Konsum und die Reallöhne. Diese beiden Variablen zeigen eine maximale negative Reaktion von knapp 0,02% auf. Der Kapitalstock und die Beschäftigung weisen eine negative Reaktion von etwa 0,03% auf.

Ein Vergleich mit den IRF des erweiterten *indivisible labor*-Modells offenbart, dass das Ausmaß der Reaktion in Bezug auf die meisten Variablen in etwa gleich ist. Eine Ausnahme bildet wiederum die Beschäftigung. Die Eigenschaft der Effizienzlohnökonomien, eine hohe Volatilität der Beschäftigung zu erzeugen, wirkt sich auch auf den Verlauf der IRF dieser Variablen aus. Während das maximale Ausmaß der Reaktion dieser Variablen in der dargestellten Version des Effizienzlohnmodells ca. 0,03% beträgt, sinkt die Beschäftigung im erweiterten RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit nach einem einprozentigen Ölpreisschock nur um ca. 0,02%. Weiterhin ist anzumerken, dass das erweiterte Effizienzlohnmodell im Vergleich zum *indivisible labor*-Modell eine veränderte zeitliche Struktur der Reaktion in Bezug auf die meisten Variablen aufweist. Insbesondere weisen die IRF des Effizienzlohnmodells einen „Knick“ nach einer Periode auf. Dies ist auf die Informationsasymmetrie zwischen den Haushalten auf der einen und den Firmen auf der anderen Seite, welche nach einer Periode verschwindet, zurückzuführen<sup>43</sup>.

Ein Vergleich mit den IRF des VAR-Modells verdeutlicht, dass auch in den Effizienzlohnmodellen alle Variablen in den ersten zwei bis drei Perioden deutlich ausgeprägter auf einen Ölpreisschock reagieren als in der Realität.

<sup>42</sup> Die entsprechenden Reaktionsfunktionen der zweiten Version des Effizienzlohnmodells lassen sich mit bloßem Auge kaum von denjenigen der ersten Version unterscheiden. Aus Gründen der Übersichtlichkeit wird auf eine Darstellung verzichtet.

<sup>43</sup> Diese rein analytisch motivierte Annahme besitzt auch in den im zweiten Kapitel evaluierten Effizienzlohnmodellen Gültigkeit. Bei der Berechnung der IRF dieser Modelle wurde die erste Periode allerdings „abgeschnitten“. Hierfür sprechen folgende Gründe: Erstens beträgt die Dauer einer Periode in diesem Abschnitt ein Jahr – ein Jahr zu streichen, ist schwerwiegender als ein Quartal. Zweitens unterscheiden sich die IRF der beiden theoretischen Modelle in diesem Kapitel zumeist nur in ihren anfänglichen Reaktionen, während ein großer Teil der herausgearbeiteten Unterschiede zwischen den Modellen im zweiten Kapitel sich gerade auf die Reaktionen mehrere Perioden nach einem Schock bezieht (Abschnitt 3.4 im zweiten Kapitel; Alexopoulos 2004: 289–292).

Während die stärkste Reaktion der Variablen Output, Investitionen und Beschäftigung nach einem Ölpreisschock im Effizienzlohnmodell unverzüglich bzw. nach einer Periode erfolgt, ist die stärkste Reaktion in der Realität erst nach vier bis fünf Perioden zu beobachten. In Bezug auf die Beschäftigung muss eingeräumt werden, dass deren starke Reaktion in der Effizienzlohnökonomie von den IRF des VAR-Modells nicht bestätigt wird. Vielmehr vergrößert sich durch die Integration von Effizienzlöhnen in ein erweitertes RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit der Abstand zwischen beiden IRF bei niedriger Periodenlänge. Dies ist insofern enttäuschend, als alle anderen Ergebnisse dieser Arbeit darauf hindeuten, dass ein Effizienzlohnmodell der verwendeten Spezifikation einen guten Erklärungsansatz für das Verhalten der Beschäftigung nach einem angebotsseitigen Schock darstellt. In Bezug auf die Reallöhne gilt das Gegenteil. Der Abstand zwischen der IRF des Effizienzlohnmodells und derjenigen des VAR-Modells ist fast über den gesamten Zeitraum geringer als der Abstand zwischen der IRF des *indivisible labor*-Modells und derjenigen des VAR-Modells. Somit bleibt das Effizienzlohnmodell auch in der erweiterten Form ein sehr guter Erklärungsansatz für das konjunkturelle Verhalten des Reallohns.

Für den Zeitraum ab drei Perioden nach dem Impuls entspricht das Ausmaß der Reaktion der einzelnen Variablen auch in der Effizienzlohnökonomie in etwa dem des VAR-Modells. In den meisten Fällen lassen sich für spätere Perioden in der Realität etwas größere Abweichungen vom *steady state* beobachten, wobei die Unterschiede zwischen Realität und Effizienzlohnmodell mit zunehmender Periodenlänge immer mehr verschwinden. Dies ist insofern unerwartet und erfreulich, da somit alle Modelle Reaktionen aufweisen, welche – gemessen an der Realität – kurz nach einem Ölpreisschock zu stark ausgeprägt sind, nach wenigen Perioden aber in etwa dem in der Realität messbaren Muster entsprechen<sup>44</sup>.

## 5. Zusammenfassung

In diesem Kapitel wurde untersucht, wie groß der Erklärungsbeitrag von Technologie- und Ölpreisschocks für konjunkturelle Schwankungen in Deutschland ist. Die hierfür zusätzlich benötigte Zeitreihe des Energieeinsatzes liegt in der verwendeten Form nur in Form von Jahresdaten vor, so dass sich die Periodenlänge im Vergleich zum vorangegangenen Kapitel vervierfacht.

Eine Analyse der im Jahresdatensatz erkennbaren *stylized facts* der deutschen Konjunktur offenbart zunächst, dass sich diese im Vergleich zum Quartalsdatensatz nicht substantiell verändert haben. Allerdings weist der private Kon-

<sup>44</sup> Das genaue Reaktionsmuster hängt natürlich stark von der Spezifikation des VAR-Modells (Lag-Länge, Anzahl der Variablen) ab. Alternative Spezifikationen führen zumindest zu einem sehr ähnlichen Ausmaß der Reaktion nach einem Ölpreisschock.



sum im Jahresdatensatz eine höhere Volatilität des Outputs auf, so dass sich in Bezug auf diese Variable eine relative Standardabweichung größer als eins ergibt. Außerdem sind die konjunkturellen Phänomene *employment variability puzzle* und *productivity puzzle* teilweise in stark abgeschwächter Form vorhanden. Weiterhin sind die kontemporären Korrelationen zwischen dem Ölpreis und den anderen makroökonomischen Variablen ausschließlich negativ, d.h. der Ölpreis besitzt – wie erwartet – antizyklischen Charakter. Die IRF eines VAR-Modells bestätigen, dass die verwendeten Variablen negativ auf einen Anstieg des Ölpreises reagieren. Die negative Reaktion erfolgt größtenteils nicht unverzüglich, sondern mit einer gewissen Verzögerung. Beispielsweise führt ein persistenter Anstieg des Ölpreises um 1% zu einem maximalen Rückgang des Outputs um etwas mehr als 0,02% nach etwa vier Jahren. Allerdings ist das genaue Ausmaß der Reaktion aller Variablen nach einem Anstieg des Ölpreises mit großer Unsicherheit belastet und aus statistischer Sicht häufig nicht signifikant.

Zur Erklärung dieser Phänomene wurden die beiden bereits im zweiten Kapitel evaluierten Modelle um den Produktionsfaktor Energieeinsatz erweitert und gemäß dem Jahresdatensatz kalibriert. Um Hinweise auf die generelle Adäquanz der Modelle für die Erklärung konjunktureller Schwankungen in Deutschland zu erhalten bzw. die Ergebnisse des zweiten Kapitels zu bestätigen, wurden die erweiterten Modelle jeweils anhand der genannten *stylized facts* evaluiert. Auch wenn im bisherigen Verlauf der Arbeit eine Überlegenheit der *shirking*-Modelle, insbesondere bei der Erklärung konjunktureller Muster des Arbeitsmarktes herausgearbeitet wurde, erscheint eine nochmalige – wenn auch knappere – allgemeine Evaluation der erweiterten Modelle wegen der Umstellung auf Jahresdaten nötig. Zusätzlich wurden jeweils die absoluten Effekte der beiden berücksichtigten angebotsseitigen Schocks quantifiziert. Insgesamt lassen sich die folgenden Untersuchungsergebnisse festhalten:

Erstens ist es problemlos möglich, die erweiterten Modelle so zu kalibrieren, dass die *steady state*-Lösungen der Modelle Quotienten der verwendeten Variablen aufweisen, die in den meisten Fällen genau den entsprechenden durchschnittlichen Quotienten des Datensatzes entsprechen oder diesen zumindest recht ähnlich sind. Wie bereits im vorangegangenen Kapitel weisen alle Modelle allerdings eine deutlich zu hohe durchschnittliche Konsumquote auf.

Zweitens ist es im Vergleich zum dritten Kapitel schwieriger, die Frage nach der Überlegenheit eines Modelltyps zu beantworten. Zum einen sind bestimmte konjunkturelle Phänomene im Vergleich zum Quartalsdatensatz im Jahresdatensatz nicht so stark ausgeprägt. Zum anderen führt eine Kalibrierung gemäß Jahresdaten dazu, dass sich die zyklischen Eigenschaften der Effizienzlohnmodelle nicht mehr in gleichem Ausmaß von denen des *indivisible*

*labor*-Modells unterscheiden. Insgesamt können alle Modelle die meisten relevanten Momente befriedigend reproduzieren<sup>45</sup>. Trotzdem lässt sich festhalten, dass die Integration von Effizienzlohnsetzung gemäß den im Rahmen dieser Arbeit unterstellten Annahmen weiterhin einen guten Ansatz für die Erklärung der relativen Schwankungen der Beschäftigung darstellt. Außerdem lässt sich die kontemporäre Korrelation zwischen Reallöhnen sowie Arbeitsproduktivität und Beschäftigung reduzieren, was ebenfalls die Distanz zwischen Daten und Modellwelt verringert. Somit ergibt sich wie im zweiten Kapitel eine Überlegenheit der Effizienzlohnmodelle bei der Erklärung konjunktureller *puzzles* des deutschen Arbeitsmarktes. Diese Überlegenheit bleibt auch bei Verwendung eines Jahresdatensatzes und bei Erweiterung des Modells um einen dritten Produktionsfaktor sowie einem zweiten angebotsseitigen Schock bestehen.

Drittens erhalten die Einführung unvollständiger Verträge zwischen Arbeitnehmern und Arbeitgebern das Ausmaß der konjunkturellen Schwankungen im Gegensatz zum vorangegangenen Kapitel nicht. Weiterhin gilt allerdings, dass die konjunkturellen Schwankungen in der Effizienzlohnökonomie mit einem Anstieg des Verhältnisses aus dem Konsum eines normalen Arbeitnehmers und dem eines Arbeitslosen oder „erwischten Drückebergers“ stärker werden. Aus diesem Grund ergibt sich weiterhin eine, wenn auch geringere, Sensitivität der Simulationsergebnisse in Bezug auf den Wert dieses Parameters.

Viertens sind – sofern unterstellt wird, dass die verwendeten Modelle einen im statistisch-funktionalen Sinne richtigen Ansatz zur Erklärung von Outputschwankungen darstellen – die Technologie- und Ölpreisschocks für fast alle Outputschwankungen in Deutschland verantwortlich. Beide Angebotschocks erklären zwischen 94% (Version a) und exakt 100% (b des Effizienzlohnmodells) aller Schwankungen des Outputs. Der Erklärungsbeitrag gemäß dem erweiterten *indivisible labor*-Modell liegt zwischen beiden Werten, so dass unabhängig von der genauen Modellspezifikation angebotsseitige Schocks für einen sehr großen Anteil der konjunkturellen Schwankungen in Deutschland verantwortlich gemacht werden können<sup>46</sup>. Da sich die relativen Standardabweichungen der meisten Variablen durch die Integration von unvollständigen Verträgen nicht in substantielle verändern, ergeben sich auch in Bezug auf die erklärbaren Standardabweichungen der meisten anderen Va-

<sup>45</sup> Die größere Ähnlichkeit der Simulationsergebnisse deckt allerdings erwähnte Schwächen der verwendeten Methodik auf. Sofern sich die Eigenschaften verschiedener Modelle in Bezug auf die Fragestellung stark unterscheiden, kann auf statistische Kriterien zur Beurteilung des relativen Abschneidens einzelner Modelle verzichtet werden. Werden Modelle mit sehr ähnlichen Eigenschaften verglichen, muss im Zweifelsfall auf ausgefeiltere statistische Methoden zurückgegriffen werden.

<sup>46</sup> D.h. nicht, dass die Ergebnisse auch robust gegenüber Veränderungen der Parameter der exogenen Schocks sind.

riablen keine großen Unterschiede zwischen den Modelltypen. Da die Effizienzlohnmodelle jedoch weiterhin eine größere relative Standardabweichung der Beschäftigung aufweisen, erhöht sich der Anteil der erklärbaren Schwankungen der Beschäftigung durch die Integration von Effizienzlöhnen von 63% auf über 80%. Folgt man der bisherigen Argumentationslogik, deutet der wesentlich bessere Erklärungsgehalt der Effizienzlohnmodelle bezüglich relativer Beschäftigungsschwankungen darauf hin, dass ein solches Modell insbesondere im Hinblick auf Beschäftigungsschwankungen ein im statistischen Sinne „weniger falscher datenerzeugender Prozess“ ist. Somit lässt sich schlussfolgern, dass beide Schocks auch in der Realität für mehr als 80% der Beschäftigungsschwankungen verantwortlich sind.

Fünftens zeigen die Ergebnisse, dass Ölpreisschocks für etwa 20% aller konjunkturellen Schwankungen in Deutschland verantwortlich sind. Wie bereits erläutert, ergeben sich in Bezug auf die erklärbaren Standardabweichungen des Outputs keine großen Unterschiede zwischen den Modelltypen. Größere – und wegen der allgemeinen Modelleigenschaften auch verwertbare – Unterschiede zwischen den Modellen trat nur in Bezug auf die Beschäftigung auf. Hier vergrößert sich der Anteil der erklärbaren Schwankungen von 15% auf ca. 20%. Da sich insgesamt wie schon im zweiten Kapitel eine Überlegenheit der Effizienzlohnmodelle bei der Erklärung der konjunkturellen Muster des deutschen Arbeitsmarktes ergibt, erscheint das letztgenannte Ergebnis nicht nur das größere, sondern auch das aus funktionaler Sicht „richtigere“ Ergebnis zu sein.

Sechstens zeigt ein Vergleich der IRF der Modelle mit denen des zu VAR-Modells, dass die Variablen in der Realität mit einer größeren Verzögerung reagieren als in den erweiterten RBC-Modellen, da die Realität eine u-förmige, leicht persistenterere Reaktion impliziert. Somit unterscheiden sich die IRF der erweiterten RBC-Modelle gerade für den Zeitraum kurz nach dem anfänglichen Impuls von denen des VAR-Modells. Mit zunehmender Periodenlänge verschwinden die Unterschiede zwischen der Realität und den Modellen jedoch zunehmend. Insgesamt sind die theoretisch erklärten Reaktionen gemessen an den direkt aus den Daten abgeleiteten IRF somit keinesfalls zu gering, sondern insbesondere kurz nach Ölpreisschocks zu heftig und für spätere Perioden ausreichend persistent. Dieses Ergebnis widerspricht anderen Studien, in denen die theoretisch erklärbaren Reaktionen im Vergleich zur Realität zu gering ausfallen. Aufgrund der häufig insignifikanten Koeffizienten des VAR-Modells kann über die statistische Signifikanz der Unterschiede zwischen VAR-Modell und DSGE-Modellen keine Aussage gemacht werden bzw. müssen diese Unterschiede ebenfalls als aus statistischer Sicht insignifikant bezeichnet werden.

Siebtens sind das Ausmaß und die Persistenz der Reaktion der Variablen in allen Modellen sehr ähnlich, so dass auch diese Ergebnisse eine gewisse Robust-

heit gegenüber der konkreten Modellspezifikation aufweisen. Ein persistenter Anstieg des Ölpreises um 1% hat in den verwendeten Modellen einen maximalen Rückgang des Outputs und des Kapitalstocks um ca. 0,04%, des Konsums und der Reallöhne um ca. 0,02% und der Investitionen um etwa 0,2% zur Folge. Allerdings reagiert die Beschäftigung in den Effizienzlohnmodellen wesentlich heftiger auf Ölpreisschocks. Diese Eigenschaft des Effizienzlohnmodells wird von der IRF des VAR-Modells nicht bestätigt. Somit spricht die relative Standardabweichung der Beschäftigung eher für, die in einem VAR-Modell messbare Reaktion dieser Variablen jedoch eher gegen die Berücksichtigung von Effizienzlöhnen bei der Quantifizierung der Effekte von Ölpreisschocks.

## Viertes Kapitel

### Schlussbemerkungen

Die RBC-Theorie leitete in den achtziger Jahren eine Revolution in der Konjunkturtheorie ein. Zum einen wurden Konjunkturzyklen nicht länger als Ungleichgewichtsphänomene, sondern als Ausdruck freiwilliger intertemporaler Substitutionsprozesse angesehen. Zum anderen erfolgte die Erklärung dieser Phänomene ausschließlich durch stochastische Veränderungen der totalen Faktorproduktivität. Aus methodischer Sicht erfolgte die Erklärung im Rahmen von DSGE-Modellen, d.h. im Rahmen stark vereinfachter, jedoch trotzdem vollständig ausformulierter Modelle der gesamten Volkswirtschaft, in denen rationale Firmen bzw. Agenten ihren Gewinn bzw. den Gegenwartswert ihres gesamten zukünftigen Nutzens maximieren. Im Laufe der Zeit wurden die ursprünglichen RBC-Modelle aufgrund bestimmter theoretischer Schwächen oder zur besseren Evaluation wirtschaftspolitischer Maßnahmen um endogene Elemente oder zusätzliche exogene Schocks erweitert. Der generelle Ansatz, d.h. insbesondere die „Mikrofundierung“ des Modells, wurde allerdings von keiner Modifikation aufgegeben und ist essenzieller Bestandteil jedes modernen Makromodells.

Im zweiten Kapitel wurde der Erklärungsgehalt der RBC-Theorie für die deutsche Konjunktur analysiert. Hierbei wurde auf eine Evaluation des ursprünglichen RBC-Modells verzichtet, da dessen Stärken und Schwächen in der Literatur allgemein und auch im Hinblick auf Deutschland ausführlich dargestellt wurden (z.B. King, Rebelo 1999; Lucke 1998). Als Ausgangspunkt der modelltheoretischen Analyse wurde vielmehr ein RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit für Deutschland evaluiert (Hansen 1985). Innerhalb dieses Modellrahmens haben die Individuen nur die Möglichkeit, eine exogen fixierte Anzahl von Vollzeitarbeitsstunden oder überhaupt nicht zu arbeiten. Die Evaluation der Modellökonomie zeigt, dass ein Standard-*indivisible labor*-Modell einen befriedigenden Erklärungsansatz für die meisten generellen *stylized facts* der deutschen Konjunktur darstellt. Allerdings können bestimmte konjunkturelle Muster des Arbeitsmarktes, insbesondere das *employment variability puzzle* und das *productivity puzzle* auch im Falle Deutschlands wie erwartet vom *indivisible labor*-Modell nur in Ansätzen erklärt werden.

In einem weiterführenden Ansatz wurde daher geprüft, ob die Theorie der Effizienzlohnsetzung die beobachtbaren Phänomene des deutschen Arbeitsmarktes erklären kann, ohne dass sich die Diskrepanz zwischen Realität und Modellwelt in Bezug auf andere, konjunkturell relevante Momente erhöht. Ein Effizienzlohnmodell ist insbesondere deshalb vielversprechend, da zur Begründung von Effizienzlöhnen nur geringe zusätzliche Marktunvollkommenheiten nötig sind, welche außerdem von den handelnden Akteuren auch langfristig kaum überwindbar sind. Zudem zeigt bereits die allgemeine theoretische Diskussion, dass diese Theorie das Potenzial besitzt, zumindest kurzfristig relativ starre Reallöhne und somit relativ hohe Schwankungen der Beschäftigung zu erklären. Im Gegensatz zum ursprünglichen *shirking*-Modell (Shapiro, Stiglitz 1984) werden „erwischte Drückeberger“ in dem hier gewählten Ansatz (Alexopoulos 2003, 2004) nicht entlassen, sondern dadurch bestraft, dass ihnen nur ein Teil des vertraglich vereinbarten Reallohns ausbezahlt wird. Die Evaluation des DSGE-Modells bestätigt die allgemeinen theoretischen Überlegungen und die in der Literatur dargestellten Ergebnisse: Nur die *shirking*-Modelle sind in der Lage, eine ausreichend hohe Volatilität der Beschäftigung zu erzeugen und den nur schwach prozyklischen bzw. azyklischen Verlauf der Reallöhne bzw. der Arbeitsproduktivität zu erklären. Außerdem ist nur das Effizienzlohnmodell in der Lage, zur Erklärung des *productivity puzzles* in Deutschland beizutragen.

Im Gegensatz zu den meisten anderen RBC-Studien wurden in dieser Untersuchung zusätzlich auch nicht-kontemporäre Korrelationen betrachtet. Die Evaluation der Modelle anhand dieser Momente zeigt, dass ein Effizienzlohnmodell in der Lage ist, die verzögerte Reaktionen der Reallöhne infolge eines wirtschaftlichen Auf- oder Abschwungs sowohl in ihrer zeitlichen Struktur als auch in ihrer Intensität mehr oder weniger genau zu erklären. Hierbei ist es relativ unerheblich, ob Konjunkturzyklen anhand des Outputs oder der Beschäftigung datiert werden.

Insgesamt ist es folglich möglich, die meisten *stylized facts* der deutschen Konjunktur durch ein Modell mit nur wenigen willkürlich angenommenen Friktionen sowie Technologieschocks als einzigem exogenen Schock zu erklären und die Diskrepanz zwischen den *stylized facts* eines RBC-Modells mit unteilbarer Arbeitszeit und den entsprechenden Phänomenen der Realität deutlich zu reduzieren. Somit ist der Erklärungsgehalt der RBC-Theorie – zumindest wenn sie allgemein als Theorie angebotsseitiger Schocks und daraus resultierender optimaler Anpassungsprozesse verstanden wird – gemäß dem durch die Effizienzlohnmodelle vorgegebenen theoretischen Rahmen sehr hoch.

Aufgrund der dargestellten Ergebnisse stellt sich zudem die Frage, ob Effizienzlöhne nicht auch für die Erklärung der strukturellen Arbeitslosigkeit in Deutschland eine größere Bedeutung haben als häufig angenommen. Da die

Effizienzlohntheorie die Hochlohnarbeitslosigkeit auf einen Interessenkonflikt zwischen Arbeitgebern und Arbeitnehmern zurückführt, ist es in diesem Falle ungerechtfertigt, die Schuld für die hochlohnbedingte Massenarbeitslosigkeit in Deutschland einseitig zu hohen Lohnansprüchen der Arbeitnehmer zu geben. Stattdessen könnte der Interessenkonflikt durch die Bereitstellung von Lohnzuschüssen entschärft werden und Reallöhne und Beschäftigung würden sich erhöhen. Sofern die Lohnzuschüsse durch Pauschal- oder durch Gewinnsteuern finanziert werden, übersteigt der Wert des zusätzlichen Outputs die zusätzlichen Produktionskosten und es würde zusätzlich zu langfristigen Wohlfahrtssteigerungen kommen. Diese Argumentation besitzt wegen der momentanen Kombilohndebatte Aktualität und würde für die Einführung von staatlichen Lohnzuschüssen sprechen.

Fraglich ist allerdings, ob eine wie von der Theorie geforderte Finanzierung der Lohnzuschüsse politisch durchsetzbar bzw. unter dem heutigen wirtschaftspolitischen Rahmen ökonomisch möglich ist. Pauschalsteuern werden von der Mehrheit der Bevölkerung als sozial ungerecht empfunden und sind deshalb politisch nicht durchsetzbar. Eine höhere Besteuerung von Unternehmensgewinnen ist breiten Bevölkerungsschichten wesentlich eher zu vermiteln und daher politisch relativ leicht durchsetzbar. Allerdings würde eine solche Maßnahme unter heutigen ökonomischen Rahmenbedingungen mit großer Wahrscheinlichkeit zu einer Abwanderung von Unternehmen ins Ausland führen, und die positiven Effekte dieses Ansatzes würden so kompensiert. Insgesamt lässt sich also festhalten, dass die in dieser Arbeit gewonnenen Erkenntnisse auf eine Relevanz der Effizienzlohntheorie für die strukturelle Arbeitslosigkeit in Deutschland hindeuten, die Wirtschaftspolitik aber nur beschränkte Mittel hat, diese Effizienzlohnarbeitslosigkeit zu beseitigen. Ein alternativer Ansatz wäre, an der Wurzel des Problems anzupacken und es zu ermöglichen, dass die Firmen den Arbeitseinsatz ihrer Mitarbeiter besser überwachen können. Dagegen sprechen aber sozioökonomische und gesellschaftspolitische Argumente, die hier nicht weiter diskutiert werden sollen.

Allerdings sind die oben getroffenen Aussagen sensitiv gegenüber bestimmten Modellparametern. Insbesondere darf das Verhältnis des Konsums eines normal arbeitenden Individuums im Verhältnis zum Konsum eines Arbeitslosen bzw. „erwischten Drückebergers“ einen Wert von 1,2 nicht übersteigen. Obwohl dieser Wert vor dem Hintergrund des etwas höheren für die USA geschätzten Wertes plausibel erscheint und durch empirische Evidenz gestützt werden kann, verbleibt Unsicherheit in Bezug auf diesen Parameter und damit auch in Bezug auf die Evaluationsergebnisse .

Somit wird eine Schwäche der verwendeten Methodik deutlich. Eine Kalibrierung der Modellparameter erscheint insbesondere dann sinnvoll, wenn die Modellparameter mit Hilfe der *steady state*-Lösung des Modells und ent-



sprechender Durchschnittsverhältnisse des verwendeten Datensatzes eindeutig determiniert werden können. Sind die relevanten Zeitreihen – wie in Bezug auf das erwähnte Konsumverhältnis nicht bzw. nur ansatzweise beobachtbar, ist die Kalibrierung und somit auch die Evaluation wegen der Selektionsproblematik bzw. wegen hoher Parameterunsicherheit nicht frei von Willkür. In diesem Falle würde die Anwendung traditioneller (ML-Schätzung, GMM-Schätzung) oder alternativer (bayesianische Schätzung) statistischer Verfahren u.U. zu mehr Objektivität führen. Eine ML-Schätzung könnte allerdings zu theoretisch unplausiblen Parameterwerten führen, während die beiden letztgenannten Verfahren durch Selektion der Momente bzw. durch Annahme passender a priori Verteilungen willkürlich beeinflussbar sind. Trotzdem ist die Schätzung der Modelle mit bayesianischer Verfahren (inklusive der ML-Schätzung als Spezialfall) eine sinnvolle Aufgabe für weitere Forschungsarbeiten.

Im dritten Kapitel wurde quantifiziert, welcher Anteil der konjunkturellen Schwankungen in Deutschland durch Technologie- und Ölpreisschocks verursacht wird. Hierfür werden die zuvor evaluierten Modelle um den Produktionsfaktor Energie erweitert, um die Effekte von Ölpreisschocks zu quantifizieren. Ölpreisschocks werden in dieser Arbeit somit als klassischer Angebotschock modelliert, d.h. Ölpreisanstiege führen ausschließlich zu einem Anstieg der Produktionskosten. Die Wirkungsweise ist somit der von Technologieschocks sehr ähnlich, mit dem Unterschied, dass Ölpreisschocks direkt empirisch beobachtbar sind.

Da die verwendete Zeitreihe des Energieeinsatzes nur in Form von Jahresdaten vorliegt, vervierfacht sich die Periodenlänge im Vergleich zu vorher. Wegen der Umstellung auf Jahresdaten werden die erweiterten Modelle – wenn auch in knapperer Form – auch hinsichtlich allgemeiner Fähigkeiten evaluiert. Es lässt sich festhalten, dass alle Modelle die meisten relevanten Momente befriedigend reproduzieren können. Im Vergleich zum zweiten Kapitel fällt es daher schwerer, die Frage nach der Überlegenheit eines Modelltyps für die deutsche Konjunktur zu beantworten. Trotz der geringeren Unterschiede zwischen beiden Ansätzen ergibt sich wie im zweiten Kapitel eine Überlegenheit der Effizienzlohnmodelle bei der Erklärung konjunktureller *puzzles* des deutschen Arbeitsmarktes. Keines der verwendeten Modelle kann die absolute Höhe der negativen Korrelation zwischen Konsum und Ölpreis ( $-0,35$ ) erklären. Hieraus könnte sich ein Ansatz für mögliche zukünftige theoretische Erweiterungen ergeben. Denn wird angenommen, dass Energie bzw. Öl nicht nur Produktionsfaktor, sondern auch Konsumgut ist oder zumindest für den Konsum bestimmter Güter ein komplementäres Gut darstellt, würde ein entsprechendes Modell zwangsläufig größere negative Korrelationen zwischen beiden Zeitreihen aufweisen. Eine entsprechende Erweiterung der Modelle erscheint somit für zukünftige Forschungsaufgaben sinnvoll.



Weiterhin weisen alle erweiterten Modelle in etwa die gleiche Verwundbarkeit in Bezug auf die beiden exogenen angebotsseitigen Schockprozesse auf. Technologie- und Ölpreisschocks können zusammen zwischen 94% (in Version a) des Effizienzlohnmodells) und genau 100% (b) aller Schwankungen des Outputs erklären. Der Erklärungsbeitrag gemäß dem erweiterten *indivisible labor*-Modell liegt zwischen beiden Werten, so dass dieses Ergebnis relativ unabhängig von der genauen Modellspezifikation ist.

Isoliert betrachtet können Ölpreisschocks für etwa 20% aller konjunkturellen Schwankungen des Outputs in Deutschland verantwortlich gemacht werden. Da sich – wie erwähnt – die Empfindlichkeit des erweiterten RBC-Modells mit unteilbarer Arbeitszeit durch die Integration von unvollständigen Verträgen nicht substantiell erhöht hat, kann dieses Ergebnis ebenfalls als relativ robust angesehen werden.

Unterschiede zwischen den Modellen ergeben sich jedoch insbesondere in Bezug auf die Beschäftigung. Gemäß der bisherigen Argumentationslogik lässt sich schlussfolgern, dass wegen der Überlegenheit der Effizienzlohnmodelle bei Erklärung relativer Beschäftigungsschwankungen Technologie- und Ölpreisschocks zusammen für mehr als 80% der Beschäftigungsschwankungen verantwortlich sind. Ölpreisschocks alleine sind gemäß dieser Argumentation für knapp 20% aller Beschäftigungsschwankungen verantwortlich.

Die Analyse der IRF zeigt, dass das Ausmaß und die Persistenz der Reaktion der einzelnen Variablen in allen theoretischen Modellen ebenfalls sehr ähnlich sind. Ein persistenter Anstieg des Ölpreises um 1% hat in den verwendeten Modellen einen maximalen Rückgang des Outputs um knapp 0,04% zur Folge. Im Durchschnitt fallen die theoretischen Reaktionen der Variablen kurz nach dem anfänglichen Impuls, gemessen an der Realität, zu stark und später zu schwach aus, da der Datensatz eine u-förmige, leicht persistenterere Reaktion impliziert. Trotzdem zeigt bereits das erweiterte *indivisible labor*-Modell eine mehr als ausreichend starke Reaktion, so dass keine weiteren reaktionsverstärkenden Annahmen nötig sind, um das Ausmaß der konjunkturellen Reaktion nach Ölpreisanstiegen zu erklären. Dies widerspricht Studien für die USA, nach denen die theoretisch erklärbaren Reaktionen im Vergleich zur Realität zu gering ausfallen (Rotemberg, Woodford 1996).

Die oben genannten Ergebnisse sind stets als Durchschnitt des gesamten Untersuchungszeitraums zu verstehen. In den meisten entwickelten Ländern und insbesondere auch in Deutschland ist der Anteil der Energiekosten während des gesamten Untersuchungszeitraums kontinuierlich zurückgegangen. Somit folgt automatisch, dass die tatsächlichen Reaktionen der endogenen Variablen in jüngerer Zeit und zukünftig etwas schwächer ausfallen dürften, während sie am Anfang der Untersuchungsperiode noch stärker waren (Schmidt, Zimmermann 2005).

Insgesamt zeigen die Ergebnisse, dass durch angebotsseitige Schocks und resultierende optimale Anpassungsreaktionen der Wirtschaftssubjekte sowohl allgemeine *stylized facts* der deutschen Konjunktur als auch die absolute Höhe der konjunkturellen Schwankungen größtenteils erklärt werden können. Hierfür ist es allerdings nötig, unvollkommene Verträge zwischen Arbeitnehmern und Arbeitgebern explizit zu modellieren. Weiterhin deuten die Ergebnisse darauf hin, dass auch Ölpreisschocks in Deutschland als klassischer Angebotschock wirken und die direkten Effekte nur unwesentlich durch indirekte Effekte oder wirtschaftspolitische Maßnahmen verstärkt werden. Unter dieser Prämisse sind die konjunkturpolitischen Implikationen bei Auftritt eines oder beider Schocks eindeutig: Für traditionelle fiskalpolitische Maßnahmen ergibt sich kein Handlungsbedarf, und die Geldpolitik sollte sich neutral verhalten<sup>1</sup>.

Trotzdem lassen sich wirtschaftspolitische Maßnahmen ableiten, welche mögliche suboptimale konjunkturelle Schwankungen dämpfen und den Nutzen der Wirtschaftssubjekte steigern könnten. Zum einen würde durch eine Flexibilisierung des Arbeitsmarktes die Unteilbarkeit des Arbeitseinsatzes in einem stärkeren Ausmaß als bislang überwunden, so dass suboptimale Schwankungen der Beschäftigung verringert würden. Zum anderen könnten mögliche zusätzliche durch Effizienzlöhne verursachte Schwankungen der Beschäftigung verringert werden, indem der Staat in konjunkturell günstigen Zeiten Pauschalsteuern erhebt und diese in konjunkturell schwachen Zeiten zur Zahlung von Kombilöhnen verwendet. Dieser Ansatz ist aus politökonomischen Gründen allerdings wenig erfolgversprechend. Trotzdem ist die Simulation eines solchen Modells und ein Wohlfahrtsvergleich mit den in dieser Arbeit verwendeten Effizienzlohnmodellen ohne staatliche Eingriffe eine weitere interessante theoretische Forschungsaufgabe.

---

<sup>1</sup> In der Literatur wird die Frage nach der Definition neutraler Geldpolitik kontrovers diskutiert und soll an dieser Stelle nicht beantwortet werden.

## Literaturverzeichnis

- Aguiar-Conraria, L. and Y. Wen (2005), Understanding the Impact of Oil Shocks. Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper 2005–042. St. Louis, MO.
- Akerlof, G. and L.F. Katz (1989), Workers' Trust Funds and the Logic of Wage Profiles. *Quarterly Journal of Economics* 104: 525–537.
- Alexopoulos, M. (2003), Growth and Unemployment in a Shirking Efficiency Wage Model. *Canadian Journal of Economics* 37: 728–746.
- Alexopoulos, M. (2004), Unemployment and the Business Cycle. *Journal of Monetary Economics* 51: 277–298.
- Altonji, J.G. (1986), Intertemporal Substitution and Constraints on Labor Supply: Evidence from Panel Data. *Journal of Political Economy* 94: 176–215.
- Andolfatto, D. (1996), Business Cycles and Labor-Market Search. *American Economic Review* 86: 112–132.
- Asche, F., O. Gjolberg and T. Völker (2003), Price Relationships in the Petroleum Market: An Analysis of Crude Oil and Refined Product Prices. *Energy Economics* 25: 289–301.
- Ashenfelter, O. (1984), Macroeconomic Analyses and Microeconomic Analyses of Labor Supply. *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy* 21: 117–156.
- Backus, D.K. and P.J. Kehoe (1992), International Evidence on the Historical Properties of Business Cycles. *American Economic Review* 82: 864–888.
- Backus, D.K., P.J. Kehoe and F. E. Kydland (1992), International Real Business Cycles. *Journal of Political Economy* 101: 745–775.
- Ball, L. (1985), *Intertemporal Substitution and Constants on Labor Supply*: Evidence from Panel Data. Manuskript, M.I.T.
- Barsky, R.B. and L. Kilian (2004), Oil and the Macroeconomy since the 1970s. *Journal of Economic Perspectives* 18: 115–134.
- Belke, A. and W. Kösters (1996), Slow Adjustment to Shocks or True Hysteresis? Lessons from the Different Labor Market Performances in Western Europe and the USA. *Intereconomics* 31: 107–121.
- Benhabib, J., R. Rogerson and R. Wright (1991), Homework in Macroeconomics: Household Production and Aggregate Fluctuations. *Journal of Political Economy* 99: 1166–1187.

- Bentolila, S. and A. Ichino (2000), Unemployment and Consumption: Are Job Losses Less Painful Near the Mediterranean? CESifo Working Paper 372. ifi-Institut, München.
- Bernanke, B.S. (1983), Irreversibility, Uncertainty, and Cyclical Investment. *Quarterly Journal of Economics* 98: 85–106.
- Bernanke, B.S., M. Gertler and M.W. Watson (1997), Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks. *Brookings Papers on Economic Activity* 1: 91–148.
- Bernanke, B.S. and I. Mihov (1998), Measuring Monetary Policy. *Quarterly Journal of Economics* 113: 869–902.
- Berthold, N. und R. Fehn (1995), Neuere Entwicklungen in der Arbeitsmarkttheorie, *WiSt – Wirtschaftswissenschaftliches Studium* 24: 110–117.
- Blanchard, O. J. and C.M. Kahn (1980), The Solution of Linear Difference Models under Rational Expectations. *Econometrica* 48: 1305–1311.
- Bohi, D.R. (1989), *Energy Price Shocks and Macroeconomic Performance*. Washington, DC: Resources for the Future.
- Bohi, D.R. (1991), On the Macroeconomic Effects of Energy Price Shocks. *Resources and Energy* 13: 145–162.
- Breusch, T.S. (1978), Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models. *Australian Economic Papers* 17: 334–355.
- Brown, P. A. and M.K. Yücel (1995), Energy Prices and State Economic Performance. *Federal Reserve Bank of Dallas Economic and Financial Review* 1995 (2): 13–23.
- Brown, S.P.A., M.K. Yücel and J. Thompson (2004), Business Cycles: The Role of Energy Prices. Federal Reserve Bank of Dallas Working Paper 0304. Dallas, TX.
- Bruno, M. and J.D. Sachs (1985), *Economics of Worldwide Stagflation*. Cambridge: Harvard University Press.
- Burbidge, J. and A. Harrison (1984), Testing the Effects of Oil Price Rises Using Vector Autoregressions. *International Economic Review* 25: 459–484.
- Burnside, C., M. Eichenbaum and J. Fisher (2000), Fiscal Shocks in an Efficiency Wage Model. NBER Working Paper 7515. Cambridge, MA.
- Burnside, C., M. Eichenbaum and S.T. Rebelo (1993), Labor Hoarding and the Business Cycle. *Journal of Political Economy* 101: 245–273.
- Calvo, G.A. (1983), Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework. *Journal of Monetary Economics* 12: 383–398.
- Canova, F. (1994), Statistical Inference in Calibrated Models, *Journal of Applied Econometrics* 9: 123–144.
- Canova, F. (1995), Sensitivity Analysis and Model Evaluation in Simulated Dynamic General Equilibrium Economies. *International Economic Review* 36: 477–501.
- Canova, F., M.G. Finn and A.R. Pagan (1994), Evaluating a Real Business Cycle Model. In C.P. Hargreaves (ed.), *Nonstationary Time Series Analysis and Cointegration*. Oxford et al.: Oxford University Press: 225–255.
- Canova, F. and G. De Nicoló (2003), The Properties of the Equity Premium and the Risk-Free Rate: An Investigation across Time and Countries. *IMF Staff Papers* 50: 222–249.

- Canova, F. and E. Ortega (2000), Testing Calibrated General Equilibrium Models. In R. Mariano, T. Schuermann and M. Weeks (eds.), *Simulation-Based Inference in Econometrics: Methods and Applications*. Cambridge: Cambridge University Press: 400–436.
- Carmichael (1985), Can Unemployment Be Involuntary? Comment. *American Economic Review* 75: 1213–1214.
- Carruth, A.A., M.A. Hooker and A.J. Oswald (1998), Unemployment Equilibria and Input Prices: Theory and Evidence from the United States. *Review of Economics and Statistics* 80: 621–628.
- Cecchetti, S.G., P.-S. Lam and N.C. Mark (1993), The Equity Premium and the Risk Free Rate. *Journal of Monetary Economics* 31: 21–45.
- Cho, J.-O. und T.F. Cooley (1994), Employment and Hours over the Business Cycle. *Journal of Economic Dynamics and Control* 18: 411–432.
- Christiano, L.J. (1988), Why Does Inventory Investment Fluctuate so Much? *Journal of Monetary Economics* 21: 247–280.
- Christiano, L.J. (1990a), Solving the Stochastic Growth Model by Linear-Quadratic Approximation and Value Function Iteration. *Journal of Business and Economic Statistics* 8: 23–26.
- Christiano, L.J. (1990b), Linear-Quadratic Approximation and Value Function Iteration: A Comparison. *Journal of Business and Economic Statistics* 8: 99–114.
- Christiano, L.J. and M. Eichenbaum (1992), Current Real-Business-Cycle Theories and Aggregate Labor-Market Fluctuations. *American Economic Review* 82: 430–450.
- Christoffel, K. and T. Linzert (2005), The Role of Real Wage Rigidity and Labor Market Frictions for Unemployment and Inflation Dynamics. European Central Bank Working Paper 556. Frankfurt a.M.
- Cogley, T. and J. M. Nason (1994), Testing the Implications of Long-Run Neutrality for Monetary Business Cycle Models. *Journal of Applied Econometrics* 9: 37–70.
- Cooley, T.F. (1997), Calibrated Models. *Oxford Review of Economic Policy* 13: 55–69.
- Cuñado, J. and F. Pérez de Gracia (2003), Do Oil Price Shocks Matter? Evidence for Some European Countries. *Energy Economics* 25: 137–154.
- Danthine, J.P. and J.B. Donaldson (1990), Efficiency Wages and the Business Cycle Puzzle. *European Economic Review* 34: 1275–1301.
- Danthine, J.P. and J.B. Donaldson (1993), Methodological and Empirical Issues in Real Business Cycle Theory. *European Economic Review* 37: 1–35.
- Danthine, J.P., J.B. Donaldson and R. Mehra (1989), On Some Computational Aspects of Equilibrium Business Cycle Theory. *Journal of Economic Dynamics and Control* 13: 449–470.
- Darby, M.R. (1982), The Price of Oil and World Inflation and Recession. *American Economic Review* 72: 738–751.
- De Miguel, C., B. Manzano and J.M. Martín-Moreno (2003), Oil Price Shocks and Aggregate Fluctuations. *Energy Journal* 24: 47–61.
- DeJong, D.N., B. Fisher Ingram and C.H. Whiteman (1996), A Bayesian Approach to Calibration. *Journal of Business and Economic Statistics* 14: 1–9.

- Devereux, M., A.W. Gregory and G.W. Smith (1992), Realistic Cross-Country Consumption Correlations in a Two-Country, Equilibrium, Business Cycle Model. *Journal of International Money and Finance* 11: 3–16.
- Diamond, P.A. (1982), Aggregate Demand Management in Search Equilibrium. *Journal of Political Economy* 90: 881–894.
- Diebold, F.X., L.E. Ohanian and J. Berkowitz (1998), Dynamic Equilibrium Economies: A Framework for Comparing Models and Data. *Review of Economic Studies* 65: 433–451.
- Dotsey, M. and C.S. Mao (1992), How Well Do Linear Approximation Methods Work? *Journal of Monetary Economics* 29: 25–38.
- Dotsey, M. and M. Reid (1992), Oil Shocks, Monetary Policy, and Economic Activity. *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review* 1992 (July): 14–27.
- Duffie, D. and K.J. Singleton (1993), Simulated Moments Estimation of Markov Models of Asset Pricing. *Econometrica* 61: 929–952.
- Eichenbaum, M. (1991), Real Business Cycle Theory – Wisdom or Whimsy? *Journal of Dynamics and Control* 15: 607–626.
- Eichenbaum, M. (1995), Some Comments on the Role of Econometrics in Economic Theory. *Economic Journal* 105: 1609–1621.
- Enders, W. (1995), *Applied Econometric Time Series*. New York: John Wiley & Sons.
- Favero, C. (2001), *Applied Macroeconometrics*. Oxford et al.: Oxford University Press.
- Ferderer, J.P. (1996), Oil Price Volatility and the Macroeconomy: A Solution to the Asymmetry Puzzle. *Journal of Macroeconomics* 18: 1–16.
- Fève, P. and F. Langot (1994), The RBC Models through Statistical Inference: An Application with French Data. *Journal of Applied Econometrics* 9: 11–35.
- Finn, M.G. (2000), Perfect Competition and the Effects of Energy Price Increases on Economic Activity, *Journal of Money, Credit, and Banking* 32: 400–416.
- Fiorito, R. and T. Kollintzas (1992), Stylized Facts of Business Cycles in the G7 from a Real Business Cycle Perspective. *European Economic Review* 38: 235–269.
- Franz, W. and F. Pfeiffer (2002), The Rationale for Wage Rigidity: Survey Evidence from German and US Firms. ZEW Discussion Paper 02–60. Mannheim.
- Fuller, W.A. (1976), *Introduction to Statistical Time Series*. New York: John Wiley & Sons.
- Gisser, M. and T.H. Goodwin (1986), Crude Oil and the Macroeconomy: Tests of Some Popular Notes. *Journal of Money, Credit, and Banking* 18: 95–103.
- Godfrey, L.G. (1978), Testing for Higher Order Serial Correlation in Regression Equations when the Regressors Include Lagged Dependent Variables. *Econometrica* 46: 1303–1313.
- Gomme, P. (1999), Shirking, Unemployment and Aggregate Fluctuations. *International Economic Review* 40: 3–21.
- Gregory, A.W. and G.W. Smith (1993), Statistical Aspects of Calibration in Macroeconomics. In C.S. Maddala, C.R. Rao und H.D. Vimod (eds), *Handbook of Statistics*, Volume 11. Amsterdam et al.: Elsevier: 703–717.

- Haan, P. and V. Steiner (2005), Labor Market Effects of the German Tax Reform 2000. DIW Discussion Papers 472. Berlin.
- Hall, R.E. (2005), Employment Fluctuations with Equilibrium Wage Stickiness. *American Economic Review* 95: 50–65.
- Hamilton, J.D. (1983), Oil and the Macroeconomy since World War II. *Journal of Political Economy* 91: 228–248.
- Hamilton, J.D. (1988), A Neoclassical Model of Unemployment and the Business Cycle. *Journal of Political Economy* 96: 593–617.
- Hamilton, J.D. (1996), This Is what Happened to the Oil Price-Macroeconomy Relationship. *Journal of Monetary Economics* 38: 215–220.
- Hamilton, J.D. (2003), What is an Oil Shock? *Journal of Econometrics* 113: 363–398.
- Hansen, G.D. (1985), Indivisible Labor and the Business Cycle. *Journal of Monetary Economics* 16: 309–327.
- Harvey, A.C. and A. Jaeger (1993), Detrending, Stylized Facts and the Business Cycle. *Journal of Applied Econometrics* 8: 231–247.
- Heer, B. and A. Maussner (2005), *Dynamic General Equilibrium Modelling – Computational Methods and Applications*. Berlin et al.: Springer.
- Hicks, J. (1965), *Capital and Growth*. Oxford et al.: Oxford University Press.
- Holden, D. and R. Perman (1994), Unit Root and Cointegration for the Economist. In B.B. Rao (ed.), *Cointegration*. New York: Pelgrave McMüllah: 47–112.
- Hooker, M.A. (1996a), What Happened to the Oil Price-Macroeconomy Relationship? *Journal of Monetary Economics* 38: 195–213.
- Hooker, M.A. (1996b), This Is what Happened to the Oil Price-Macroeconomy Relationship: Reply. *Journal of Monetary Economics* 38: 221–222.
- Hui, G. and K.L. Kliesen (2005), Oil Price Volatility and U.S. Macroeconomic Activity. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 87: 669–683.
- Hulten, C.R., J.W. Robertson and F.C. Wykoff (1989), Energy Obsolescence and the Productivity Slowdown. In D.W. Jorgenson and R. Landau (eds.), *Technology and Capital Formation*. Cambridge, MA, et al.: The MIT Press: 225–258.
- Jiménez-Rodríguez, R. and M. Sánchez (2004), Oil Price Shocks and Real GDP Growth – Empirical Evidence for some OECD Countries. European Central Bank Working Paper 362. Frankfurt a.M.
- Johansen, S. (1991), Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica* 59: 1551–1580.
- Juillard, M. (2003), *DYNARE: A Program for Solving Rational Expectation Models*. Edition 2.6.1.1 for Dynare Version 2.6.1. Paris.
- Kamihigashi, T. (2002), A Simple Proof of the Necessity of the Transversality Condition. *Economic Theory*, 20 (2): 427–433.
- Katz, L. (1986), Efficiency Wage Theories: A Partial Evaluation. NBER Macroeconomics Annual 1: 235–276.
- Keane, M.P. and E.S. Prasad (1996), The Employment and Wage Effects of Oil Price Changes: A Sectoral Analysis. *Review of Economics and Statistics* 78: 389–400.



- Kennan, J. (2006), Private Information, Wage Bargaining and Employment Fluctuations. NBER Working Paper 11967. Cambridge, MA
- Kim, I.-M. and P. Loungani (1992), The Role of Energy in Real Business Cycle Models. *Journal of Monetary Economics* 29: 173–189.
- King, R.G., C.I. Plosser and S.T. Rebelo (1988a), Production, Growth and Business Cycles: I. The Basic Neoclassical Model. *Journal of Monetary Economics* 21: 195–232.
- King, R.G., C.I. Plosser and S.T. Rebelo (1988b), Production, Growth and Business Cycles: II. New Directions. *Journal of Monetary Economics* 21: 309–341.
- King, R.G. und S.T. Rebelo (1993), Low Frequency Filtering and Real Business Cycles. *Journal of Economic Dynamics and Control* 17: 207–231.
- King, R.G. and S.T. Rebelo (1999), Resuscitating Real Business Cycles. In J.B. Taylor and M. Woodford (eds.), *Handbook of Macro Economics*, Volume 1. Amsterdam: North-Holland: 927–1007.
- Kollintzas, T. (1992), *Calibrated Macroeconomic Models: What and what for?* Comment, mimeo.
- Kydland, F.E. (1992), On the Econometrics of World Business Cycles, *European Economic Review* 36: 476–482.
- Kydland, F.E. and E.C. Prescott (1982), Time to Build and Aggregate Fluctuations. *Econometrica* 50: 1345–1370.
- Kydland, F.E. and E.C. Prescott (1991a), The Econometrics of the General Equilibrium Approach to Business Cycles. *Scandinavian Journal of Economics* 93: 161–178.
- Kydland, F.E. and E.C. Prescott (1991b), Hours and Employment Variation in Business Cycle Theory. *Economic Theory* 1: 63–81.
- Kydland, F.E. and E.C. Prescott (1996), The Computational Experiment: An Econometric Tool. *Journal of Economic Perspectives* 10: 69–85.
- Leduc, S. and K. Sill (2003), A Quantitative Analysis of Oil-Price Shocks, Systematic Monetary Policy and Economic Downturns. *Journal of Monetary Economics* 51: 781–808.
- Lee, K., S. Ni and R. Ratti (1995), Oil Shocks and the Macroeconomy: The Role of Price Variability. *Energy Journal* 16: 39–56.
- Leeper, E.M., C.A. Sims and T. Zha (1996), What does Monetary Policy do? *Brookings Papers on Economic Activity* 1996 (2): 1–78.
- Lilien, D. (1982), Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment. *Journal of Political Economy* 90: 777–793.
- Lindbeck, A. (1996), The West European Employment Problem. *Weltwirtschaftliches Archiv* 132: 609–622.
- Long, J.B.J. and C.I. Plosser (1983), Real Business Cycles. *Journal of Political Economy* 91: 39–69.
- Lubik, T. and F. Schorfheide (2005), *A Bayesian Look at New Open Economy Macroeconomics*. Mimeo.
- Lucas, R.E.J. (1976), Econometric Policy Evaluation: A Critique. In K. Brunner and A.H. Meltzer (eds.): *The Phillips Curve and Labor Markets*. Amsterdam: North Holland: 19–46.



- Lucas, R.E.J. (1977), Understanding Business Cycles. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 5: 7–29.
- Lucas, R.E.J. (1980), Methods and Problems in Business Cycle Theory. *Journal of Money, Credit, and Banking* 12: 696–715.
- Lucke, B. (1998), *Theorie und Emperie realer Konjunkturzyklen*. Heidelberg: Physica.
- Lütkepohl, H. (2005), *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin et al.: Springer.
- Mankiw, N.G. (1989), Real Business Cycles: A New Keynesian Perspective. *Journal of Economic Perspectives* 3: 79–90.
- McCallum, B.T. and E. Nelson (2001), Monetary Policy for an Open Economy: An Alternative Framework with Optimising Agents and Sticky Prices. External MPC Unit Discussion Paper 5. Bank of England, London.
- McGratten, E., B. Rogerson and R. Wright (1993), *Estimating the Stochastic Growth Model with Household Production*. Mimeo, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Merz, M. (1995), Search in the Labor Market and the Real Business Cycle. *Journal of Monetary Economics* 36: 269–300.
- Mork, K.A. (1989), Oil and the Macroeconomy. When Prices Go Up and Down: An Extension to Hamilton's Results. *Journal of Political Economy* 97: 740–744.
- Mortensen, D.T. (1982), Property Rights and Efficiency in Mating, Racing and Related Games. *American Economic Review* 72: 968–979.
- Mortensen, D.T. and E. Nagypál (2005), More on Unemployment and Vacancy Fluctuations. NBER Working Paper 11692. Cambridge, MA.
- Mortensen, D.T. und C.A. Pissarides (1994), Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment. *Review of Economic Studies* 61: 397–415.
- Mortensen, D.T. und C.A. Pissarides (1999a), Job Reallocation and Employment Fluctuations. In J.B. Taylor and M. Woodford (eds.), *Handbook of Macro Economics*, Volume 1. Amsterdam: North-Holland: 1171–1227.
- Mortensen, D.T. und C.A. Pissarides (1999b), New Developments in Models of Search in the Labor Market. In O. Ashenfelter and D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Volume 3. Amsterdam: North-Holland, 2567–2627.
- OECD (ed.) (1989), *OECD Employment Outlook*. Paris.
- OECD (ed.) (1999a), *Benefit Systems and Work Incentives*. Paris.
- OECD (ed.) (1999b), *OECD Employment Outlook*. Paris.
- OECD (ed.) (2006), *Country Statistical Profiles 2006 – USA*. Internet: <http://stats.oecd.org/WBOS/ViewHTML.aspx?QueryName=203&QueryType=View&Lang=en>, Download vom April 2006.
- Olson, M. (1988), The Productivity Slowdown, The Oil Shocks, and the Real Cycle. *Journal of Economic Perspectives* 2 (4): 43–69.
- Ortega, E. (1995), *Assessing and Comparing Multivariate Dynamic Models*. Mimeo.
- Pannenberg, M. and M. Spiess (2005), *Performance Related Pay and Earnings Dynamics in West Germany: A GEE-Type Approach to a Two-Equation Panel Data Model with Continuous and Limited Dependent Variables*. Mimeo.

- Pissarides, C.A. (1985), Short-Run Equilibrium Dynamics of Unemployment, Vacancies, and Real Wages. *American Economic Review* 75: 676–690.
- Pissarides, C.A. (1994), Search Unemployment with On-the-Job Search. *Review of Economic Studies* 61: 457–475.
- Pissarides, C.A. (2000), *Equilibrium Unemployment Theory*. Cambridge, MA, et al.: MIT Press.
- Prescott, E.C. (1986), Theory Ahead of Business Cycle Measurement. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 25: 11–44.
- Radner, R. (1966), Optimal Growth in a Linear-Logarithmic Economy. *International Economic Review* 7: 1–33.
- Rasche, R.H. and J.A. Tatom (1977), The Effects of the New Energy Regime on Economic Capacity, Production, and Prices. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 59 (2): 2–12.
- Ratto, M., W. Röger, J.i.t. Veld and R. Girardi (2005), An Estimated New Keynesian Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area. European Commission Economic Paper 220. Brüssel.
- Rebello, S.T. and D. Xie (1999), On the Optimality of Interest Rate Smoothing. *Journal of Monetary Economics* 43: 263–282.
- Rogerson, R. (1988), Indivisible Labor, Lotteries and Equilibrium. *Journal of Monetary Economics* 21: 3–16.
- Romer, D. (2001), *Advanced Macroeconomics*. New York et al.: McGraw-Hill/rwin.
- Rotemberg, J.J. and M. Woodford (1996), Imperfect Competition and the Effects of Energy Price Increases on Economic Activity. *Journal of Money, Credit, and Banking* 28: 449–577.
- Said, S.E. and D.A. Dickey (1984), Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order. *Biometrika* 71: 599–607.
- Schlittgen, R. und B. Streitberg (1999), *Zeitreihenanalyse*. München et al.: Oldenbourg.
- Schmidt, T. and T. Zimmermann (2005), Effects of Oil Price Shocks on German Business Cycles. RWI : Discussion Paper 31. Essen.
- Schmitt-Grohé, S. and M. Uribe (2004), Solving Dynamic General Equilibrium Models Using a Second-Order Approximation to the Policy Function. *Journal of Economic Dynamics and Control* 28: 755–775.
- Schorfheide, F. (2000), Loss Function-Based Evaluation of DSGE Models. *Journal of Applied Econometrics* 15: 645–670.
- Shapiro, C. and J.E. Stiglitz (1984), Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device. *American Economic Review*: 433–444.
- Shapiro, C. and J.E. Stiglitz (1985), Can Unemployment be Involuntary? Reply. *American Economic Review* 75: 1215–1217.
- Shimer, R. (2005), The Cyclical Behavior of Equilibrium Unemployment and Vacancies. *American Economic Review* 95: 25–49.
- Siebert, H. (1997), Labor Market Rigidities: At the Root of Unemployment in Europe. *Journal of Economic Perspectives* 11: 37–54.

- Sims, C.A. (1996), Macroeconomics and Methodology. *Journal of Economic Perspectives* 10: 105–120.
- Smets, F. and R. Wouters (2002), An Estimated Stochastic Dynamic General Equilibrium Model of the Euro Area. European Central Bank Working Paper 171. Frankfurt a.M.
- Smets, F. and R. Wouters (2004), Forecasting with a Bayesian DSGE Model – An Application to the Euro Area. European Central Bank Working Paper 389. Frankfurt a.M.
- Smets, F. and R. Wouters (2005), Comparing Shocks and Frictions in US and Euro Area Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach. *Journal of Applied Econometrics* 20: 161–183.
- Smith, T. (1993), Estimating Nonlinear Time Series Models Using Simulated VAR. *Journal of Applied Econometrics* 8: 63–84.
- Söderlind, P. (1994), Cyclical Properties of a Real Business Cycle Model, *Journal of Applied Econometrics* 9: 113–122.
- Solow, R. M. (1956), A Contribution to the Theory of economic Growth. *Quarterly Journal of Economics* 70: 65–94.
- Solow, R.M. (1979), Another Possible Source of Wage Stickiness. *Journal of Macroeconomics* 1: 79–82.
- Stadler, G.W. (1994), Real Business Cycles, *Journal of Economic Literature* 32: 1750–1783.
- Statistisches Bundesamt (Hrsg.) (2004), Einkommen und Ausgaben privater Haushalte – EVS 2003. Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (Hrsg.) (2006), *Öffentliche Finanzen – Anteil der Gesamtausgaben des Staates am Bruttoinlandsprodukt*. Internet: [www.destatis.de/basis/d/fist/fist028.php](http://www.destatis.de/basis/d/fist/fist028.php), Download vom April 2006.
- Summers, L.H. (1991), The Scientific Illusion in Empirical Macroeconomics. *Scandinavian Journal of Economics* 93: 129–148.
- Tarshis, L. (1939), Changes in Real and Money Wages. *Economic Journal* 49: 150–154.
- Tatom, J.A. (1988), Are the Macroeconomic Effects of Oil Price-Changes Symmetric? *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 28: 325–368.
- Tunlop, J.T. (1938), The Movement of Real and Money Wage Rates. *Economic Journal* 48: 413–434.
- Uhlig, H. (1995), *A Toolkit for Analyzing Nonlinear Dynamic Stochastic Models Easily*. Berlin. Internet: [www.wiwi.hu-berlin.de/wpol/html/toolkit/toolkit.pdf](http://www.wiwi.hu-berlin.de/wpol/html/toolkit/toolkit.pdf), Download vom April 2006.
- Watson, M.W. (1993), Measures of Fit for Calibrated Models. *Journal of Political Economy* 101: 1011–1041.
- Weiss, A. (1990), *Efficiency Wages – Models of Unemployment, Layoffs, and Wage Dispersion*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Wickens, M. (1995), Real Business Cycle Analysis: A Needed Revolution in Macroeconometrics. *Economic Journal* 105: 1637–1648.

## Sachregister

- Akkumulation von Kapital 75, 186, 189  
Approximative Modelllösung 30, 32, 49, 78, 80, 108, 116, 148, 171, 193, 196  
AR(1)-Prozess 35, 38, 82, 130, 145, 150, 155, 168, 178, 179, 204, 214  
Arbeitslosenunterstützung 95, 96, 107, 128  
Arbeitslosenversicherung 97, 104, 106, 107, 110, 187  
Asymmetrische Effekte 147  
Asymmetrische Reaktion 147, 164  
Aufschub von Investitionen 161  
Augmented-Dickey-Fuller-Tests 53  
Autokorrelation 53, 67, 87, 134, 135, 136, 144, 153, 181, 182, 210  
Autokorrelationen erster Ordnung 67, 87, 134, 181, 210
- Balanced growth path* 51, 61, 71, 74, 104  
Bayesianische Schätzverfahren 45  
Bedingungen erster Ordnung 73, 74, 75, 167, 168, 188  
Breusch-Godfrey-Test 53  
*Burn time unit* 149
- CES-Produktionsfunktion 167, 187  
Cobb-Douglas-Produktionsfunktion 64
- Deterministische Wachstumspfad 49, 51  
Differenzgleichungssystem 30, 32, 33, 39, 78, 79, 113, 116, 121, 171, 173, 189, 193, 198  
Drückeberger 93, 96, 99, 101, 103ff., 128, 130, 144, 166, 187f., 195, 202, 211, 217, 222f.
- Effizienzbedingungen 21, 30f., 36, 49, 71, 74, 78f., 103, 111, 120, 122, 148, 167, 186, 197f., 203  
Effizienzlöhne 28, 49, 91, 131f., 135, 143f., 147, 207f., 213, 215, 218f., 222, 226  
Effizienzlohnmodell 25, 49, 71, 82, 99, 103, 107, 113ff., 121ff., 166, 171, 186, 189ff  
Effizienzlohntheorie 23ff., 48, 91ff., 147, 166, 187, 223  
Eigenvektor 32f., 42  
Eigenwert 32f., 35, 42  
*Employment variability puzzle* 63f., 66, 100, 131ff., 142f., 152f., 181, 209, 211, 213 216, 221  
Energieeinsatz 24, 41, 149, 152f., 158f., 164, 168, 170f., 174, 177, 180ff., 185, 187ff., 191, 193, 198, 203, 205ff., 210, 214ff., 224  
Erklärungsbeitrag 158, 182, 206, 210f., 213, 215, 217, 225  
Evaluation 25, 27, 29, 40f., 43ff., 48f., 50, 52, 60, 66ff., 70, 72, 4, 76, 78, 83f., 96, 98, 100, 102, 106, 108, 112, 114, 116, 118, 120, 122, 124, 126, 128, 130ff., 138, 142ff., 179, 205f., 211, 216, 221ff.  
Exogene Prozesse 129  
Exogene Schockprozesse 19, 202
- Geldpolitik 20, 61, 161f., 0164, 226  
Gewinnmaximierung 74  
Gewinnmaximierungsproblem 73f., 110, 167f., 188  
GMM-Schätzung 39, 40  
*Great ratios* 55, 75, 84, 179, 206

- Hodrick-Prescott-Filter (HP-Filter) 63  
 Holden-Perman-Prozedur 53, 54
- Impuls-Antwort-Funktion 41f., 45, 91, 140f., 150, 155, 157, 163, 176, 185, 214ff., 218f., 225
- Indivisible labor*-Modell 50f., 62, 73ff., 77, 86f., 90, 104, 106, 109, 112, 131ff., 139, 142f., 145, 149, 169, 179, 181, 183ff., 187, 206, 208ff., 213, 215f., 219, 223, 227
- Inflationsbereinigung 49  
 Informationsasymmetrie 102, 108, 120, 197, 214  
 Intersektorale Anpassungen 161
- Job-Lotterie 72, 107
- Kalibrierung 20f., 24, 27f., 30, 32, 34, 36ff., 40, 42ff., 78, 81, 83f., 125, 129, 130, 134, 141f., 145, 155, 177, 179, 201, 203ff., 211, 214, 217, 223
- Kapitalakkumulation 71, 73, 77, 81, 104, 113, 128, 167, 171, 203  
 Kapitalnutzungsintensität 159, 163  
 Kleine offene Volkswirtschaft 22, 165, 177  
 Kointegrationstest 57  
 Kombilohn 144, 223  
 Korrelation 48, 53, 64ff., 84ff., 132ff., 140ff., 152ff., 181f., 207ff., 216f., 222, 224
- Lagrange-Ansatz 73, 108  
 Linearisierung 30, 78f., 117, 121, 173, 193, 198  
 Lohn-Preis-Spirale 162  
 Lohnzuschüsse 97, 144, 223  
 Lucas-Kritik 19, 21, 29, 37
- Modellformulierung 29  
 Modelllösung 30ff., 35, 41, 49, 78, 108f., 116ff., 148, 171f., 193, 195  
*Moving average* (MA)-Prozess 42  
 Multiplikator-Akzeleratorprozess 163
- Natural rate of unemployment* 95  
*No-shirking* Condition 95
- NSC 95ff.
- Ökonometrie 29  
 Ölpreis 24, 26, 41, 145ff., 150ff., 160ff., 172, 174, 178, 181ff., 190ff., 200ff., 210ff., 224ff.
- Ölpreisschocks 24ff., 28, 41, 145ff., 150, 152ff., 156ff., 160, 162ff., 170ff., 181ff., 190, 194, 198, 200, 204f., 210ff., 224
- OLS-Methode
- Pareto-optimal 71f., 97  
 Pauschalsteuer 223, 226  
 Präferenzen 21, 37, 62, 72, 105, 107, 108, 128, 167, 186, 203  
*Productivity puzzle* 63f., 67, 82, 102, 134, 142, 144, 210, 216, 221f.
- Produktionsfunktion 64, 73f., 77, 110f., 128, 158, 167, 170, 177f., 188, 202ff., 209
- Random walk* 54, 59, 141
- RBC-Modell 20f., 28, 30, 32, 44, 48f., 50ff., 60ff., 70ff., 80ff., 91, 95ff., 100ff., 111ff., 120ff., 130ff., 140ff., 150ff., 162ff., 171ff., 181ff., 191ff., 203ff., 210ff., 221ff.
- RBC-Modell mit unteilbarer Arbeitszeit 23, 25, 49, 70f., 73, 75, 77ff., 81ff., 103f., 108, 116, 121, 125, 131, 134f., 140f., 148, 166ff., 171, 173, 175, 177, 181ff., 204f., 208, 210, 214f., 221
- Relative Standardabweichungen 48, 65, 84, 142, 150, 152, 181, 185, 205
- Saisonbereinigung 49  
 Selektionsproblem 39  
 Sensitivitätsanalyse 39, 45  
*Shirking* 24, 92, 95, 100f., 125, 128, 130ff., 140, 143, 216, 222
- Solow-Bedingung 92, 111, 112, 188  
 Solow-Residuum 82f., 129, 142, 145, 179, 204
- Stabilitätseigenschaften 32f.  
 Standardabweichungen 48, 65, 84f., 131f., 142f., 150, 152, 157, 179, 180, 182ff., 185, 187f., 207, 209ff., 218
- State-space*-Form 42  
 Stationarisierung 51

- Steady state* 30, 32, 34, 36, 38, 49, 51, 56, 71f., 75ff., 80, 82ff., 91, 108, 113ff., 121f., 125, 129, 130f., 143, 148, 168ff., 177, 179, 185, 189, 190ff., 196, 198, 202, 205, 214ff., 223
- Steady state-Lösung* 30, 38, 49, 51, 76ff., 83f., 115, 125, 131, 143, 148, 170f., 177, 190f., 216, 223
- Steady state-Verhältnisse* 114, 131, 169, 179
- Strukturelle Arbeitslosigkeit 223
- Stylized facts* 25, 41, 43ff., 48f. 63, 65, 70, 81, 101, 118, 125, 141, 143f., 147f., 150, 176, 201, 216, 221f., 226
- Substitutionselastizität 158, 167, 177, 188
- Sucharbeitslosigkeit 95, 100ff.
- Taylor-Approximation 31
- Technologieschock 21f., 24, 28, 41, 64, 73, 75, 83, 91, 101, 108, 113, 120, 129f., 140f., 143, 145f., 158, 165, 168, 183, 197, 210, 222, 224
- Technologie- und Ölpreisschocks 24f., 171, 211, 215, 217, 224f.
- Theoretische Momente 41f., 84, 176
- Trendbereinigung 61f., 141
- Unenteilbare Arbeitszeit 23, 25, 28, 49, 60, 70f., 73, 75, 77f., 80ff., 102ff., 113f., 116, 121, 125, 129, 130f., 134f., 140f., 148, 158, 166ff., 171, 173f., 177, 182f., 185f., 198, 203ff., 210ff., 221, 223f., 225
- Unvollständiger Wettbewerb 159, 163
- USA 22, 50, 65ff., 71, 100f., 128f., 132, 142, 158ff., 165, 223, 225
- VAR-Modell 41, 46, 148, 154ff., 161, 185, 214ff., 218f.
- Vektorautoregressives Modell 154