

Ein Real-Business-Cycle-Modell mit Komplementarität
von Haushalts- und Geschäftskapital
für Deutschland und das Vereinigte Königreich

DISSERTATION

zur Erlangung des Grades eines Doktors der Wirtschaftswissenschaft

eingereicht an der

Fakultät für Wirtschaftswissenschaften
der Universität Regensburg

vorgelegt von

Dipl.-Math. Ute Kölbl

Berichterstatter:

Prof. Gabriel Lee, Ph.D. (Universität Regensburg)

Prof. Dr. Rolf Tschernig (Universität Regensburg)

Tag der Disputation: 12.12.2014

Abkürzungsverzeichnis

ARIMA	Autoregressive Integrated Moving Average
BIP	Bruttoinlandsprodukt
CEPREMAP	Centre pour la recherche économique et ses applications
COICOP	Classification of Individual Consumption by Purpose
DSGE	Dynamic Stochastic General Equilibrium
EU	Europäische Union
EU-27	Europäische Wirtschaftsgemeinschaft mit den ersten 27 Mitgliedsstaaten
Eurostat	Statistical Office of the European Communities
HP-Filter	Hodrick-Prescott-Filter
ISCED	International Standard Classification of Education
IV	Instrumentvariablen
IWF	Internationaler Währungsfonds
MCMC	Markov-Chain-Monte-Carlo
OECD	Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung
OLS	Ordinary Least Squares
ONS	Office for National Statistics
RBC	Real-Business-Cycle
SEA	Systematisches Verzeichnis der Einnahmen und Ausgaben der Privaten Haushalte
TFP	Totale Faktorproduktivität

Inhaltsverzeichnis

I	Einleitung	1
1	Problemstellung	1
2	Zielsetzung	5
3	Vorgehensweise	6
II	Motivation für die Komplementarität von Haushalts- und Geschäftskapital	9
1	Vorbemerkungen	9
2	Haushaltskapital in der Produktionsfunktion	10
2.1	Gründe für Komplementarität	11
2.2	Haushaltskapital und Arbeitsproduktivität	12
3	Schätzung der Produktionsfunktion	15
3.1	Methode	16
3.2	Daten	17
3.2.1	Messung von Haushaltskapital	17
3.2.2	Deutschland	18
3.2.3	Vereinigtes Königreich	21
3.3	Ergebnisse	21
3.3.1	Deutschland	21
3.3.2	Vereinigtes Königreich	25
4	Zusammenfassung und kritische Betrachtung	26
III	Ein Real-Business-Cycle-Modell mit Haushaltskapital	27
1	Grundlagen und stilisierte Fakten	27
2	Das traditionelle RBC-Modell mit Haushaltsproduktion	30
2.1	Modellrahmen	30
2.2	Gleichgewicht	32
3	Modell mit komplementärem Haushalts- und Geschäftskapital	33
3.1	Haushalte	33
3.2	Firmen	37
3.3	Staat	38
3.4	Gleichgewicht	38
4	Empirische Analyse des Modells für Deutschland	39
4.1	Daten	39
4.2	Kalibrierung	41
4.3	Modell mit Technologieschock	45
4.3.1	Simulation und Statistiken	45
4.3.2	Impuls-Antworten	48
4.4	Bayessche Schätzung der Modellparameter	50
4.5	Test auf Robustheit der Ergebnisse	58
4.6	Modell mit Technologie- und Präferenzenschock	61

4.6.1	Simulation und Statistiken	62
4.6.2	Impuls-Antworten	66
5	Empirische Analyse des Modells für das Vereinigte Königreich	68
5.1	Daten	68
5.2	Kalibrierung	69
5.3	Modell mit Technologieschock	70
5.3.1	Simulation und Statistiken	70
5.3.2	Impuls-Antworten	72
5.4	Bayessche Schätzung der Modellparameter	74
5.5	Test auf Robustheit der Ergebnisse	79
5.6	Modell mit Technologie- und Präferenzenschock	85
5.6.1	Simulation und Statistiken	85
5.6.2	Impuls-Antworten	86
6	Zusammenfassung und kritische Betrachtung	87
IV Ergebnisse und Diskussion		93
1	Zusammenfassung	93
2	Fazit und weiterführende Fragen	94
A Daten für die Schätzung der Produktionsfunktion		97
1	Deutschland	97
2	Vereinigtes Königreich	98
B Schätzergebnisse für die Produktionsfunktion		100
1	Deutschland	101
2	Vereinigtes Königreich	111
C Berechnung des gleichgewichtigen Wachstumspfad		113
1	Transformation der Variablen	113
2	Gleichgewichtsbedingungen (Technologieschock)	114
3	Gleichgewichtsbedingungen (Technologie- & Präferenzenschock)	118
4	Zur Kalibrierung des Parameters α	119
D Daten für das RBC-Modell		120
1	Daten für die Statistiken	120
1.1	Deutschland	121
1.2	Vereinigtes Königreich	122
2	Daten für die Kalibrierung	122
2.1	Zeitverwendung	122
2.1.1	Deutschland	123
2.1.2	Vereinigtes Königreich	124
2.2	Deflator für Haushalts- bzw. Geschäftsinvestitionen	124
2.2.1	Deutschland	125
2.2.2	Vereinigtes Königreich	125

2.3	Übrige Daten	126
2.3.1	Deutschland	126
2.3.2	Vereinigtes Königreich	127
E	Dynare	128
1	Über Dynare	128
2	Modell mit Technologieschock	129
2.1	Quellcode für $J = 1$ und $\mu = 0$	129
2.2	Quellcode für $J = 1$ und $\mu = 0,19$	130
2.3	Quellcode für $J = 4$ und $\mu = 0$	131
2.4	Quellcode für $J = 4$ und $\mu = 0,19$	133
3	Bayessche Schätzung der Parameter	134
3.1	Quellcode für $J = 1$ und $\mu = 0$	134
3.2	Quellcode für $J = 1$ und $\mu = 0,19$	136
3.3	Quellcode für $J = 4$ und $\mu = 0$	138
3.4	Quellcode für $J = 4$ und $\mu = 0,19$	140
4	Modell mit Technologie- und Präferenzenschock	142
4.1	Quellcode für $J = 1$ und $\mu = 0$	142
4.2	Quellcode für $J = 1$ und $\mu = 0,19$	143
4.3	Quellcode für $J = 4$ und $\mu = 0$	145
4.4	Quellcode für $J = 4$ und $\mu = 0,19$	146
	Literaturverzeichnis	149

Abbildungsverzeichnis

3.1	Zyklische Komponenten von Output, Haushalts- und Geschäftskapital pro Erwerbstätigen	19
3.2	Zyklische Komponenten von Haushalts- und Geschäftskapital (nicht pro Erwerbstätigen)	20
4.1	Kreuzkorrelationen von Geschäfts- und Haushaltsinvestitionen für Deutschland	49
4.2	Kreuzkorrelationen von Geschäftsinvestitionen mit Output für Deutschland	50
4.3	Kreuzkorrelationen von Haushaltsinvestitionen mit Output für Deutschland	51
4.4	Reaktion von Geschäfts- und Haushaltsinvestitionen auf einen Technologieschock für Deutschland	52
4.5	Vergleich A-priori- zu A-posteriori-Verteilung bei der Bayesschen Schätzung für $\mu = 0, J = 1$, Deutschland	54
4.6	Vergleich A-priori- zu A-posteriori-Verteilung bei der Bayesschen Schätzung für $\mu = 0, 19, J = 1$, Deutschland	55
4.7	Vergleich A-priori- zu A-posteriori-Verteilung bei der Bayesschen Schätzung für $\mu = 0, J = 4$, Deutschland	56
4.8	Vergleich A-priori- zu A-posteriori-Verteilung bei der Bayesschen Schätzung für $\mu = 0, 19, J = 4$, Deutschland	57
4.9	Relative Standardabweichung von Haushalts- zu Geschäftsinvestitionen in Abhängigkeit von μ , Deutschland	59
4.10	Kreuzkorrelationen von Haushaltsinvestitionen und Output in Abhängigkeit von μ , Deutschland	60
4.11	Kreuzkorrelationen von Geschäftsinvestitionen und Output in Abhängigkeit von μ , Deutschland	61
4.12	Kreuzkorrelationen von Geschäfts- und Haushaltsinvestitionen in Abhängigkeit von μ , Deutschland	62
4.13	Kreuzkorrelationen von Geschäfts- und Haushaltsinvestitionen für Deutschland	65

4.14	Kreuzkorrelationen von Geschäftsinvestitionen mit Output für Deutschland	66
4.15	Kreuzkorrelationen von Haushaltsinvestitionen mit Output für Deutschland	67
4.16	Reaktion von Geschäfts- und Haushaltsinvestitionen auf einen Präferenzschock für Deutschland	68
5.1	Kreuzkorrelationen von Geschäfts- und Haushaltsinvestitionen für das Vereinigte Königreich	74
5.2	Kreuzkorrelationen von Geschäftsinvestitionen mit Output für das Vereinigte Königreich	75
5.3	Kreuzkorrelationen von Haushaltsinvestitionen mit Output für das Vereinigte Königreich	76
5.4	Reaktion von Geschäfts- und Haushaltsinvestitionen auf einen Technologieschock für das Vereinigte Königreich	77
5.5	Vergleich A-priori- zu A-posteriori-Verteilung bei der Bayesschen Schätzung für $\mu = 0, J = 1$, Vereinigtes Königreich	79
5.6	Vergleich A-priori- zu A-posteriori-Verteilung bei der Bayesschen Schätzung für $\mu = 0, 19, J = 1$, Vereinigtes Königreich	80
5.7	Vergleich A-priori- zu A-posteriori-Verteilung bei der Bayesschen Schätzung für $\mu = 0, J = 4$, Vereinigtes Königreich	81
5.8	Vergleich A-priori- zu A-posteriori-Verteilung bei der Bayesschen Schätzung für $\mu = 0, 19, J = 4$, Vereinigtes Königreich	82
5.9	Relative Standardabweichung von Haushalts- zu Geschäftsinvestitionen in Abhängigkeit von μ , Vereinigtes Königreich	83
5.10	Kreuzkorrelationen von Haushaltsinvestitionen und Output in Abhängigkeit von μ , Vereinigtes Königreich	83
5.11	Kreuzkorrelationen von Geschäftsinvestitionen und Output in Abhängigkeit von μ , Vereinigtes Königreich	84
5.12	Kreuzkorrelationen von Geschäfts- und Haushaltsinvestitionen in Abhängigkeit von μ , Vereinigtes Königreich	85

5.13 Kreuzkorrelationen von Geschäfts- und Haushaltsinvestitionen für das Vereinigte Königreich	89
5.14 Kreuzkorrelationen von Geschäftsinvestitionen mit Output für das Vereinigte Königreich	90
5.15 Kreuzkorrelationen von Haushaltsinvestitionen mit Output für das Vereinigte Königreich	91
5.16 Reaktion von Geschäfts- und Haushaltsinvestitionen auf einen Präferenzschock für das Vereinigte Königreich	92

Tabellenverzeichnis

2.1	Effekte der Unterbringung in einer besseren Wohnung	14
3.1	Geschätzte Elastizitäten der Inputfaktoren für Deutschland	22
3.2	Geschätzte Elastizitäten der Inputfaktoren für das Vereinigte Königreich	25
1.1	Standardabweichungen und Kreuzkorrelationen mit Output, Deutschland	28
1.2	Standardabweichungen und Kreuzkorrelationen mit Output, Vereinigtes Königreich	29
4.1	Kalibrierte Werte von Parametern	45
4.2	Statistiken der vier Benchmarkspezifikationen für Deutschland, Teil 1	47
4.3	Statistiken der vier Benchmarkspezifikationen für Deutschland, Teil 2	48
4.4	Gewählte A-Priori-Verteilungen der Modellparameter, Deutschland	53
4.5	Statistiken des Modells mit zusätzlichem Präferenzenschock für Deutsch- land, Teil 1	63
4.6	Statistiken des Modells mit zusätzlichem Präferenzenschock für Deutsch- land, Teil 2	64
5.1	Kalibrierte Werte von Parametern	70
5.2	Statistiken der vier Benchmarkspezifikationen für das Vereinigte König- reich, Teil 1	72
5.3	Statistiken der vier Benchmarkspezifikationen für das Vereinigte König- reich, Teil 2	73
5.4	Gewählte A-Priori-Verteilungen der Modellparameter, Vereinigtes König- reich	78
5.5	Statistiken des Modells mit zusätzlichem Präferenzenschock für das Verei- nigte Königreich, Teil 1	87
5.6	Statistiken des Modells mit zusätzlichem Präferenzenschock für das Verei- nigte Königreich, Teil 2	88
B.1	Schätzung der Produktionsfunktion für Deutschland, Spezifikation 1, 1992Q4 - 2010Q1	101

B.2	Schätzung der Produktionsfunktion für Deutschland, Spezifikation 1, 2000Q1 - 2010Q1	102
B.3	Schätzung der Produktionsfunktion für Deutschland, Spezifikation 2, 1991Q3 - 2010Q1	102
B.4	Schätzung der Produktionsfunktion für Deutschland, Spezifikation 3, 1992Q4 - 2010Q1	103
B.5	Schätzung der Produktionsfunktion für Deutschland, Spezifikation 4, 1992Q4 - 2010Q1	103
B.6	Schätzung der Produktionsfunktion für Deutschland, Spezifikation 5, 1991Q3 - 2010Q1	104
B.7	Schätzung der Produktionsfunktion für Deutschland, Spezifikation 6, 1991Q3 - 2010Q1	104
B.8	Schätzung der Produktionsfunktion für Deutschland, Spezifikation 7, 1992Q4 - 2010Q1	105
B.9	Schätzung der Produktionsfunktion für Deutschland, Spezifikation 1 mit zusätzlicher Variable LOHN, 1992Q4 - 2010Q1	106
B.10	Schätzung der Produktionsfunktion für Deutschland, Spezifikation 1 mit aggregierter Variable Haushalts- und Geschäftskapital, 1992Q4 - 2010Q1 .	107
B.11	Schätzung der Produktionsfunktion für Deutschland, Früheres Bundesge- biet, 1970 - 1990	107
B.12	Schätzung der Produktionsfunktion für Deutschland, Früheres Bundesge- biet, 1993 - 2009	108
B.13	Schätzung der Produktionsfunktion für Deutschland, Spezifikation 2 ohne exogene Variable mit Variable Arbeitsstd., 1991Q3 - 2010Q1	108
B.14	Schätzung der Produktionsfunktion für Deutschland, Spezifikation 1 mit Variable Arbeitsstd., 1992Q4 - 2010Q1	109
B.15	Schätzung der Produktionsfunktion für Deutschland, Spezifikation 1 mit Variable Arbeitsstd., 2000Q1 - 2010Q1	110
B.1	Schätzung der Produktionsfunktion für das Vereinigte Königreich, 1997Q3 - 2011Q3	111

B.2	Schätzung der Produktionsfunktion für das Vereinigte Königreich, 1997Q3-2011Q3	112
B.3	Schätzung der Produktionsfunktion für das Vereinigte Königreich, 1997Q3-2011Q3	112
D.1	Durchschnittliche Zeitverwendung von Personen je Tag, 2001/2002, Deutschland	123
D.2	Durchschnittliche wöchentliche Zeitverwendung, 2005, Vereinigtes Königreich	124

I Einleitung

1 Problemstellung

Spätestens seit dem Auftreten der ersten wirtschaftlichen Krisen beobachten Ökonomen das Phänomen der Konjunkturschwankungen. Sie möchten zyklische Veränderungen besser verstehen und somit Möglichkeiten finden mit Konjunkturtiefs umzugehen. Insbesondere seit der weltweiten Finanz- und Wirtschaftskrise 2007 wird die Bedeutung dieser Untersuchungen deutlich. Wie können wir derartige Vorgänge besser verstehen? Die Wichtigkeit dieser Frage zeigte sich in Deutschland etwa bereits mit der Gründung des Sachverständigenrats zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung im Jahre 1963, der im Auftrag der Bundesregierung einmal pro Jahr eine Konjunkturprognose erstellt. Weitere regelmäßige Prognosen veröffentlichen z. B. internationale Organisationen wie die Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung (OECD) mit ihrem halbjährlichen OECD-Wirtschaftsausblick sowie die EU-Kommission und der Internationale Währungsfonds (IWF). Seit den 1970er Jahren werden Konjunkturzyklen systematisch mit Hilfe der Theorie vom Wettbewerbsgleichgewicht (insb. in Lucas, 1977) studiert. Ausgehend davon entwickelten Kydland und Prescott (1982) und Long und Plosser (1983) Anfang der 1980er Jahre den sogenannten Real-Business-Cycle-Ansatz. Der wichtigste Aspekt bei der Entwicklung der Real-Business-Cycle (RBC)-Theorie ist, dass diese einen Prototypen und Werkzeuge begründet hat, um davon ausgehend den Gleichgewichtsansatz weiterzuentwickeln. Außerdem basieren die Modelle auf einem mikroökonomischen Fundament und einem quantitativen Vergleich mit den Daten.¹

Die moderne Business-Cycle-Theorie beruht auf der Ansicht, dass Wachstum und Fluktuationen keine getrennten Phänomene sind, welche mit gesonderten Daten und unterschiedlichen analytischen Werkzeugen untersucht werden sollten. Es wird davon ausgegangen, dass einfache künstliche Ökonomien nützlich sind, um die Kenndaten von realen Ökonomien zu schätzen, welche für Konjunkturzyklen wichtig sind. Das Ziel dieser Forschungsrichtung ist, das Verhalten von realen Ökonomien besser zu verstehen, indem die Gleichgewichte dieser künstlichen Ökonomien untersucht werden. Die da-

¹ Siehe Uhlig (2003).

bei entwickelten Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE)-Modelle ermöglichen demnach die Analyse von langfristigem Wachstum und kurz- und mittelfristigen Konjunkturschwankungen in nur einem Modellrahmen.²

Beispielsweise ist eine Regularität, welche in Wirtschaftsdaten der USA zu erkennen ist, die Tatsache, dass Haushaltsinvestitionen (definiert als Investitionen in Haushaltskapital, d. h. Erwerb von langlebigen Gebrauchsgütern und Wohnanlagen) einen Frühindikator für Geschäftsinvestitionen (definiert als Investitionen in Geschäftskapital, d. h. Erwerb von langlebigen Investitionsgütern und Gewerbeimmobilien) darstellt.³ Leamer (2007) zeigt sogar, dass für die USA ein Teil der Haushaltsinvestitionen, nämlich Investitionen in Wohnimmobilien, diejenige Komponente des Bruttoinlandsprodukts (BIP) ist, die am besten Rezessionen anzeigen kann. Bisher ist zwar gelungen, die gleichgerichtete Bewegung von Haushaltsinvestitionen und Geschäftsinvestitionen und die Frühindikatorwirkung von Geschäftsinvestitionen (gegenüber dem BIP) abzubilden (Hornstein und Praschnik, 1997; Iacoviello und Neri, 2010).⁴ Jedoch ist die Real-Business-Cycle-Theorie bis jetzt nicht in der Lage mit den theoretischen Modellen (und realen Daten für die USA) die Frühindikatorwirkung von Haushaltsinvestitionen abzubilden, die in den OECD-Staaten meist mit ein bis zwei Quartalen vorliegt.⁵ Auch für Deutschland gilt, dass die Haushaltsinvestitionen der Konjunktur ein halbes Jahr vorlaufen.

Welche Rolle die Haushaltsproduktion für die Gesamtwirtschaft spielt, zeigt die Tatsache, dass laut dem Michigan Time Use Survey ein durchschnittliches Ehepaar in den USA 33 % seiner verfügbaren Zeit für bezahlte Arbeit verwendet und 28 %, um zu Hause zu arbeiten.⁶ Eisner (1988) schätzt, dass zu Hause im Vergleich zum Bruttonationaleinkommen 20-50 % Output produziert wird. Außerdem übersteigen die Haushaltsinvestitionen sogar die Geschäftsinvestitionen um ca. 15%.⁷ Laut Kydland (1995) werden etwa zwei Drittel der Konjunkturschwankungen der Wirtschaft in den USA durch Bewegungen im Arbeitsinput und ein Drittel durch Veränderungen in der Technologie verursacht,

² Siehe z.B. Cruccolini (2010).

³ Siehe Greenwood et al. (1995).

⁴ Siehe Hornstein und Praschnik (1997), Iacoviello und Neri (2010).

⁵ Siehe International Monetary Fund (2008).

⁶ Siehe Benhabib et al. (1990).

⁷ Siehe Greenwood et al. (1995).

was wiederum auf eine große Bedeutung des Anteils der Haushaltsproduktion an der Gesamtwirtschaft hinweist.

In ihrem wegweisenden Artikel „Time-to-build and aggregate fluctuations“ modifizieren Kydland und Prescott (1982) das auf Solow zurückgehende Gleichgewichts-Wachstums-Modell und verwenden es dazu, die zyklischen Schwankungen einer Menge von ökonomischen Zeitreihen, die Kovarianzen zwischen realem Output und den anderen Zeitreihen und die Autokovarianzen des Outputs zu erklären. Das Modell wird mit vierteljährlichen Daten der Nachkriegswirtschaft der Vereinigten Staaten kalibriert. Entscheidende Merkmale des Modells sind die Annahme, dass für die Konstruktion von neuem produktiven Kapital mehr als eine Zeitperiode benötigt wird und die nicht zeitseparable Nutzenfunktion, welche mehr intertemporale Substitution von Freizeit zulässt. Die Passgenauigkeit ist überraschend gut in Hinsicht auf die Einfachheit des Modells und die geringe Anzahl an freien Parametern.

Prescott (1986) gibt in seinem Artikel „Theory ahead of Business Cycle Measurement“ Denkanstöße für weitere Forschungsaktivitäten, wobei er als größte Abweichung der Modellergebnisse von der Realität die im Vergleich zur empirischen zu geringe Arbeitselastizität des Outputs ansieht. Ein entscheidender Teil dieser Abweichung könnte seiner Meinung nach verschwinden, wenn die ökonomischen Variablen in höherem Maße konform mit der Theorie gemessen werden. Deshalb vertritt er die Auffassung, dass die Theorie im Moment der Messung von Konjunkturzyklen voraus ist, und dass die Theorie dazu verwendet werden sollte, bessere Messungen der entscheidenden ökonomischen Zeitreihen zu erhalten.

Zu den Ersten, welche ein Business Cycle Modell mit Haushaltsproduktion, d. h. Produktion außerhalb des Marktes, untersuchten, gehören Benhabib, Rogerson und Wright.⁸ Sie schätzen, dass der Output im Haushaltssektor in den USA etwa halb so groß ist wie der Output im Marktsektor. In Deutschland dürfte der Anteil noch höher liegen, da in den USA überwiegend beide Partner arbeiten, was die Haushaltsproduktion relativ teuer macht. In Europa arbeitet meist nur ein Partner, was für den anderen Partner (überwiegend Frauen), der zu Hause bleibt, die Haushaltsproduktion günstig macht.⁹ Desweite-

⁸ Siehe Benhabib et al. (1991).

⁹ Siehe Busato und Chiarini (2004).

ren geben Greenwood und Hercowitz (1991) an, dass der Bestand an Haushaltskapital in den USA sogar größer als der Kapitalstock im Marktsektor ist.

Greenwood et al. (1995) können mit ihrem DSGE-Modell, das schon Haushaltsproduktion enthält, das Korrelationsmuster zwischen Haushalts- und Geschäftsinvestitionen noch nicht realisieren. Gomme et al. (2001) stellen später fest, dass die positive simultane Korrelation von Geschäfts- und Haushaltsinvestitionen und die Frühindikatorwirkung von Haushaltsinvestitionen für Geschäftsinvestitionen in den USA in einem Modell mit Haushaltsproduktion und Time-to-build-Technologie für die Produktion von Marktkapital gut abgebildet werden können. Sowohl für Deutschland als auch das Vereinigte Königreich liegt ebenso eine positive simultane Korrelation von Geschäfts- und Haushaltsinvestitionen vor.¹⁰ Für Deutschland sind Haushaltsinvestitionen kein Frühindikator für Geschäftsinvestitionen, jedoch für das BIP abzüglich Wohnungsdienstleistungen.¹¹ Für das Vereinigte Königreich sind Haushaltsinvestitionen ein Frühindikator sowohl für Geschäftsinvestitionen als auch für das BIP abzüglich Wohnungsdienstleistungen.¹²

Jonas D.M. Fisher (2007) widmet sich in seinem Artikel „Why Does Household Investment Lead Business Investment Over The Business Cycle?“ dem Problem, dass die RBC-Theorie bis jetzt nicht die Tatsache abbilden kann, dass für die USA Haushaltsinvestitionen ein Frühindikator für Geschäftsinvestitionen sind. Dies erreicht Fisher durch eine Erweiterung des traditionellen Rahmens mit Haushaltsproduktion, indem Haushaltskapital komplementär zu Arbeit und Geschäftskapital in der Marktproduktion gesetzt wird. Es wird angenommen, dass die Haushalte sogenannte effektive Stunden in den Arbeitsmarkt einbringen. Diese effektiven Stunden werden aus den beiden Inputs Arbeitszeit am Markt und Haushaltskapital bestimmt. Fisher findet heraus, dass plausible Kalibrierungen von Haushaltsproduktions-Modellen, bei denen Haushaltskapital an der Marktproduktion beteiligt ist, eine gute Abbildung der Lead-lag-Muster¹³ von Haushalts- und Geschäftsinvestitionen für Daten der USA erzielen, während die Effizi-

¹⁰ Siehe Abschnitt III.4.3.1 bzw. 5.3.1.

¹¹ Siehe Abschnitt III.4.3.1.

¹² Siehe Abschnitt III.5.3.1.

¹³ Ein Lead bzw. Lag einer Zeitreihe x_t gegenüber einer anderen y_t bedeutet, dass die maximale Kreuzkorrelation $\rho(x_{t+i}, y_t)$ für ein negatives bzw. positives $i \in \mathbb{Z}$, das so klein ist, dass $\rho(x_{t+i}, y_t)$ zudem noch ökonomisch sinnvoll ist, auftritt.

enz der Modelle ansonsten nicht verringert wird. Für Deutschland und das Vereinigte Königreich gibt es bisher keine Untersuchung, ob die Einführung von Komplementarität weitere Einsichten in das zyklische Verhalten liefert.

Über den Zusammenhang zwischen Haushaltskapital und Arbeitsproduktivität gibt es nur wenige empirische Untersuchungen. Burns und Grebler (1976) erforschen den Effekt der Wohnqualität auf die Arbeitsproduktivität in Entwicklungsländern. Hacker (1999) stellt mittels polnischer Daten fest, dass Arbeiter in der gleichen Branche mit der gleichen Bildung, die mit der gleichen Kapitalintensität und Infrastruktur arbeiten, in Regionen mit weniger Überbevölkerung im Wohngebiet, gemessen als durchschnittliche Anzahl an Arbeitern pro Zimmer, produktiver sind. In einer neueren Veröffentlichung untersuchen Busato und Chiarini (2007) die Aktivitäten, die nicht am Markt stattfinden, wie Haushaltsproduktion und Schwarzarbeit, in Europa und den USA. Dieser Sektor ist insbesondere dann umfangreich, wenn hohe Steuern auf Arbeit existieren, und in Zeiten, in denen es in der öffentlichen Wirtschaft nicht so viel zu verdienen gibt, sowie in Ländern, in denen die Frauen nicht arbeiten gehen oder in Entwicklungsländern. Busato und Chiarini (2007) äußern Verwunderung darüber, dass es kaum Literatur zur Rolle des informalen Sektors in makroökonomischen Modellen gibt, obwohl seine Rolle entscheidend ist, um dynamische Abläufe des Arbeitsmarktes zu verstehen.

2 Zielsetzung

Mit der vorliegenden Arbeit möchte die Autorin einen Beitrag zu Studien mit DSGE-Modellen liefern, der insbesondere zwei europäische Länder zum Schwerpunkt hat. Die Literatur in diesem Bereich ist vor allem für die USA breit gefächert, wohingegen die Anzahl der Untersuchungen für Europa noch relativ gering ist. Zum einen analysiert die Autorin den Einfluss von Haushaltskapital auf die Produktivität im Vereinigten Königreich und Deutschland. Damit wird geprüft, inwieweit Haushaltskapital, neben dem direkten Einfluss auf die Haushaltsproduktion, auch indirekt einen Inputfaktor für die Produktion am Markt darstellt. Die Frage lautet demnach: Gibt es einen Unterschied zu den stilisierten Fakten der USA bzw. wo liegen gewisse Übereinstimmungen vor? Außerdem kalibriert die Autorin ein DSGE-Modell mit Haushaltsproduktion jeweils für Deutsch-

land und das Vereinigte Königreich, in dem Haushaltskapital indirekt in die Produktivität hineinspielt. Ausgehend von der erfolgreichen Umsetzung für die USA¹⁴ untersucht die Autorin die möglichen Verbesserungen des Standardhaushaltsmodells durch die Einführung von Time-to-build in der Marktproduktion, d. h. einer Zeitverzögerung bis Investitionen aktiv zum Kapitalstock beitragen, und von Komplementarität zwischen den beiden Kapitalstöcken, nämlich Geschäfts- und Haushaltskapital für beide europäischen Länder. Hauptaugenmerk hierbei liegt auf der Investitionsdynamik, sowohl für Geschäfts- als auch für Haushaltsinvestitionen.

3 Vorgehensweise

In Kapitel II betrachtet die Autorin zunächst die Rolle von Haushaltskapital für die Produktivität am Markt. In Abschnitt II.2 werden zum einen Gründe dafür aufgezeigt, dass zwischen Haushalts- und Geschäftskapital Komplementarität vorliegt und zum anderen die bisherige Literatur zum Verhältnis von Haushaltskapital zur Arbeitsproduktivität vorgestellt. Es existieren nur wenig Studien zu dieser Beziehung und diese widmen sich überwiegend weniger entwickelten Ländern, was die Wichtigkeit einer Untersuchung für europäische Länder wie Deutschland und das Vereinigte Königreich zeigt. Dazu wird in Abschnitt II.3 für diese beiden Länder eine Produktionsfunktion geschätzt, die als Input Haushaltskapital enthält. Der so nachgewiesene Einfluss von Haushaltskapital motiviert die Annahme von Komplementarität der Kapitalstöcke in der Produktion am Markt in einem DSGE-Modell. Aufgrund von Korrelationen der Inputs der Produktionsfunktion mit dem nicht messbaren allgemeinen Produktionsniveau erfolgt die Schätzung mit Hilfe von Instrumentvariablen. Die vorhandenen Daten vom Statistischen Bundesamt bzw. dem Office for National Statistics (ONS) lassen nur eine Untersuchung mittels Zeitreihen, d. h. nicht mit Querschnittsdaten über Bundesländer o. ä., zu. Für Haushaltskapital wird angenommen, dass dies durch (nicht-staatliches) Anlagevermögen in Wohnbauten abgebildet wird. Abschließend werden die Ergebnisse der Schätzungen vorgestellt und in Abschnitt II.4 das gesamte Kapitel zusammengefasst und kritisch reflektiert.

¹⁴ Siehe Fisher (2007).

Kapitel III umfasst die Analyse eines RBC-Modells inklusive Haushaltsproduktion für Deutschland und das Vereinigte Königreich. Zuerst werden in Abschnitt III.1 die stilisierten Fakten betrachtet, wobei sich zeigt, dass Haushaltsinvestitionen sowohl für das Vereinigte Königreich als auch für Deutschland einen Frühindikator für die wirtschaftliche Entwicklung darstellen. Genauer gesagt liegt ein Lead von Haushaltsinvestitionen gegenüber Output, d. h. BIP abzüglich Wohnungsdienstleistungen, von ein bzw. zwei Quartalen vor. Im folgenden Abschnitt III.2 stellt die Autorin kurz das Grundmodell mit Haushaltsproduktion vor, wie es Greenwood et al. (1995) entwickelt haben. Es dient als Ausgangspunkt für das Modell mit Komplementarität von Fisher (2007), welches in Abschnitt III.3 ausführlich erläutert wird. Neu ist hierbei der Ansatz, dass Haushaltskapital indirekt durch effektive Stunden in die Marktproduktion eingeht und somit einen komplementären Input zu Geschäftskapital darstellt. Im Anschluss folgt die empirische Analyse des Modells, in Abschnitt III.4 für Deutschland und in Abschnitt III.5 für das Vereinigte Königreich. Zunächst wird jeweils der verwendete Datensatz erläutert und im Anschluss die Kalibrierung der Modellparameter vorgenommen. Diese wird ausgehend von Fakten aus den Daten und daraus abgeleiteten Kalibrierungszielen ausgeführt. Hierbei werden vier Modellspezifikationen betrachtet, nämlich jeweils mit bzw. ohne Komplementarität der Kapitalstöcke und Time-to-build von vier Quartalen. Mit Hilfe der Software-Plattform Dynare wird das Modell mit einem Technologieschock für die vier Spezifikationen simuliert und Statistiken und Impuls-Antworten berechnet (Abschnitt 4.3 bzw. 5.3). Die Ergebnisse werden mit den Daten verglichen und analysiert. In Abschnitt 4.4 bzw. 5.4 werden die Modellparameter zur Kontrolle mit einer Bayesschen Schätzung ermittelt und anschließend die Robustheit der Ergebnisse auf Änderungen in wichtigen Parametern bzw. Kalibrierungswerten untersucht (Abschnitt 4.5 bzw. 5.5). Schließlich wird das Modell in Abschnitt 4.6 bzw. 5.6 noch mit einem zusätzlichen Präferenzschock versehen, simuliert und Statistiken sowie Impuls-Antworten berechnet und mit den Daten für Deutschland bzw. das Vereinigte Königreich verglichen. Abschließend enthält Abschnitt III.6 eine Zusammenfassung des dritten Kapitels und eine kritische Betrachtung der Ergebnisse. Kapitel IV führt abschließend die Erkenntnisse der

Arbeit zusammen, zieht ein Fazit und bietet einen Ausblick auf weiterführende Fragestellungen und Forschungsansätze.

II Motivation für die Komplementarität von Haushalts- und Geschäftskapital

1 Vorbemerkungen

Um die Frage zu klären, welchen Einfluss Haushaltskapital auf die Arbeitsproduktivität in Deutschland hat, schätzt die Autorin in diesem Kapitel eine Produktionsfunktion. Für die USA hat Fisher (2007) mit diesem Vorgehen herausgefunden, dass Erwerbstätige mit der gleichen Bildung, die mit der gleichen Bodenfläche, dem gleichen Geschäfts- und Staatskapital arbeiten, in Staaten mit mehr Zimmern pro Haushalt produktiver sind. So einfach die aggregierte Produktionsfunktion theoretisch zu handhaben ist, so komplex sind die Probleme, die bei einer empirischen Schätzung auftreten.¹⁵ In der einfachsten Version gibt es zwei Inputfaktoren, nämlich Kapital und Arbeit. Aber was genau ist unter Arbeit zu verstehen und wie wird das Kapital gemessen? Welche Inputs sollten als Einflussfaktoren auf die Produktivität berücksichtigt werden?

Weiter stellt sich die Frage, welche Aussagekraft die Schätzung einer Produktionsfunktion hat. Eisner (1988) z. B. fragt, ob Veränderungen im BIP die Änderungen im ökonomischen Wohlergehen geeignet messen und ob die gemessenen Daten tatsächlich zu den theoretischen Konstrukten passen, wie ja unterstellt wird. Ein wichtiger Punkt ist zudem das Ausmaß der Haushaltsproduktion. Es werden von der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung z. B. Haushaltshilfen und Kindermädchen im Gegensatz zu Hausfrauen oder unbezahlten (und auch „schwarz“ bezahlten) Arbeitern berücksichtigt.¹⁶ In Europa ist der Anreiz für Schwarzarbeit im Vergleich zu den USA noch erhöht, da in den meisten europäischen Ländern Familie bzw. Ehe stärker institutionalisiert sind und verheiratete Paare somit steuerlich gemeinsam veranlagt werden.¹⁷

Bereits Mitte der 1960er Jahre verschwamm die scharfe Abgrenzung von Produktions- und Konsumtheorie.¹⁸ In weniger entwickelten Ländern war die Trennung zwischen

¹⁵ Siehe z. B. Sørensen und Whitta-Jacobsen (2005).

¹⁶ Eisner (1988) erwähnt in diesem Zusammenhang die Zubereitung von Mahlzeiten, das Waschen und Trocknen von Kleidung und Fahrdienste, die von Dienstleistern ausgeführt werden und im Gegensatz dazu die nicht eingerechneten Tätigkeiten innerhalb der Familie.

¹⁷ Siehe Busato und Chiarini (2004).

¹⁸ Siehe Gronau (1987).

Markt- und Haushaltssektor schon immer unscharf. Warum wird jedoch noch immer die Haushaltsproduktion von der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung nicht genauso berücksichtigt wie die Marktproduktion? Dies liegt daran, dass die Erzeugnisse (auch Dienstleistungen) der Haushaltsproduktion nicht beobachtbar sind und folglich das Volumen nur durch die Messung der Inputfaktoren quantitativ bestimmt werden kann. Daten für die Inputs sind jedoch nicht einfach festzustellen und auch Preise können nicht direkt gemessen werden.

2 Haushaltskapital in der Produktionsfunktion

Im Folgenden betrachten wir die Rolle von Haushaltskapital in der Produktionsfunktion näher. Dabei gehen wir wie in der Literatur oft üblich von einer Cobb-Douglas Funktion aus.¹⁹ Die Variablen y, h, k, g und e bezeichnen Output, Haushaltskapital, Geschäftskapital, Staatskapital und Humankapital pro Arbeiter. Die Koeffizienten α_x für $x \in \{y, h, k, g\}$ seien die Faktoreinsatzelastizitäten und z die totale Faktorproduktivität. Durch das Hinzufügen des Subskripts t wird nun gekennzeichnet, dass es sich bei den Variablen um Zeitreihen handelt. Es wird angenommen, dass die totale Faktorproduktivität (TFP) z_t

$$z_t = A_t \exp(\boldsymbol{\beta}' \ln x_t)$$

erfüllt, wobei A_t einen stochastischen Störterm bezeichnet, welcher aus idiosynkratischen und aggregierten Anteilen besteht. Die Variable x_t ist ein Vektor mit exogenen Variablen, welche auch die TFP bestimmen und $\boldsymbol{\beta}$ ein Vektor mit den zugehörigen unbestimmten Koeffizienten. Es ergibt sich damit für die Produktionsfunktion

$$\ln y_t = \alpha_h \ln h_t + \alpha_k \ln k_t + \alpha_g \ln g_t + \alpha_e \ln e_t + \boldsymbol{\beta}' \ln x_t + \epsilon_t, \quad (1)$$

wobei $\epsilon_t = \ln A_t$, also ein zufälliger autokorrelierter Störterm ist. Mittels Gleichung (1) wird die Nullhypothese H_0 getestet, dass Haushaltskapital nicht in der aggregierten Produktionsfunktion vorkommt, also $H_0 : \alpha_h = 0$.

¹⁹ Siehe z. B. Fisher (2007).

2.1 Gründe für Komplementarität

Das Ziel von Fisher (2007) ist es, die RBC-Theorie mit der Dynamik der Investitionen in Geschäfts- und Haushaltskapital in Einklang zu bringen. Dabei wird der traditionelle Modellrahmen mit Haushaltsproduktion so erweitert, dass bei der Marktproduktion Haushaltskapital komplementär zu Arbeit und Geschäftskapital ist. D. h. das Grenzprodukt von Arbeit und Geschäftskapital ist streng steigend in der Höhe des Haushaltskapitals. Bei der Schätzung der Produktionsfunktion wird demnach ein signifikanter, positiver Koeffizient für Haushaltskapital erwartet.

Fisher (2007) nennt zwei Gründe für die Aufnahme von Haushaltskapital in die Produktionsfunktion. Zum einen hat Haushaltskapital einen direkten Einfluss auf die Arbeitsproduktivität. Um effektive Arbeit anbieten zu können, müssen Arbeiter nicht nur Zeit, sondern auch Kapital für ihre Regeneration, d. h. Ruhe, Entspannung und Körperpflege aufwenden. Außerdem ist es effizient, dass Wohnhäuser in der Nähe von Geschäftskapital angesiedelt sind. Mehr Arbeitnehmer bringen eine höhere Produktivität wegen des besseren Abgleichs mit den Positionen in den Firmen.²⁰ Die Arbeiter müssen zudem nahe am Arbeitsplatz leben, damit es ihnen möglich ist zu pendeln. Eine Folge hiervon ist, dass Marktproduktion an einem gegebenen Ort durch das Angebot von Haushaltskapital an diesem Ort begrenzt wird.²¹ Als bestes Beispiel dafür verweist Fisher (2007) auf eine „factory town“.

Das Modell in Abschnitt III.3 dieser Arbeit mäßigt den Anreiz im traditionellen Modell (Abschnitt III.2) nach einem positiven Produktivitätsschock in Richtung Geschäftskapital zu substituieren, indem Haushaltskapital zu einem komplementärem Input in die Marktproduktion gemacht wird. Im traditionellen Modell fallen nach einem transitorischen Produktivitätsschock zunächst die Investitionen in Haushaltskapital, während die Investitionen in Geschäftskapital steigen, weil der Einkommenseffekt, welcher die Nachfrage nach Haushaltskapital erhöht, vom Substitutionseffekt dominiert wird. Bei Modellierung von Komplementarität leistet Haushaltskapital einen Beitrag zur Produktion sowohl von Marktgütern als auch von Haushaltsgütern, wohingegen Geschäftskapital nur

²⁰ Siehe Fisher (2007).

²¹ Siehe Fisher (2007).

Marktgüter produziert. Entsprechend gibt es, wenn Haushaltskapital komplementär zu Arbeit und Kapital in der Marktproduktion ist, einen starken Anreiz, Haushaltskapital vor Geschäftskapital aufzubauen.

2.2 Haushaltskapital und Arbeitsproduktivität

Zunächst prüfen wir, ob die Aufnahme von Haushaltskapital in die Produktionsfunktion plausibel ist. Insbesondere stellt sich die Frage, ob es Evidenzen für eine Komplementarität von Haushalts- und Geschäftskapital gibt. Aus folgenden Tatsachen schließen Benhabib et al. (1991), dass Haushaltsproduktion für die USA eine empirisch signifikante Rolle auf der aggregierten Ebene spielt. Laut dem Michigan Time Use Survey verwendet ein durchschnittliches Ehepaar in den USA 33 % seiner verfügbaren Zeit für bezahlte Arbeit und 28 %, um zu Hause zu arbeiten.²² Eisner (1988) schätzt, dass zu Hause im Vergleich zum Bruttonationaleinkommen 20-50 % Output produziert wird. Auf Grund von Lohnkosten und Steuern ist es in Deutschland noch attraktiver außerhalb des Marktes zu arbeiten und zu produzieren. Laut Schettkat (2003) arbeiten Amerikaner und Deutsche in etwa die gleiche Zeit, die Deutschen jedoch weniger am Markt. Für Deutschland liegt der Anteil von Haushaltsproduktion am Output bei etwa 40 %.²³ In den USA übersteigen die Haushaltsinvestitionen die Geschäftsinvestitionen um ca. 15 %²⁴, im Vereinigten Königreich um etwa 35 %²⁵ und in Deutschland sogar fast um das Doppelte²⁶.

Laut Fisher (2007) gibt es jedoch kaum empirische Studien, in denen der Zusammenhang zwischen Haushaltskapital und Produktivität untersucht wird. Den größten Anteil am Haushaltskapital haben Wohnimmobilien, für Deutschland z. B. knapp 90 %²⁷. Burns und Grebler (1976) analysieren den Effekt der Wohnqualität auf die Arbeitsproduktivität in Entwicklungsländern. Sie stellen einen positiven Zusammenhang fest, der umso größer ist, je niedriger das anfängliche Wohnniveau ist. Bereits in den späten 1960er Jahren wurde von der University of California ein Forschungsgremium für internationale Studien über den Einfluss von verbesserten Wohnverhältnissen auf die Produkti-

²² Siehe Benhabib et al. (1990).

²³ Siehe Statistisches Bundesamt (2003e).

²⁴ Siehe Greenwood et al. (1995).

²⁵ Eigene Berechnung, siehe Abschnitt III.5.2.

²⁶ Eigene Berechnung, siehe Abschnitt III.4.2.

²⁷ Datenquelle: Statistisches Bundesamt, Eigene Berechnung.

vität gegründet. Es wurden sechs Fallstudien von lokalen Wohnungsprojekten überall auf der Welt durchgeführt, deren Ergebnisse Burns und Grebler (1977) zusammenfassen. Hacker (1999) sieht Beziehungen zwischen Überbevölkerung und Arbeitsproduktivität einer Region in beide Richtungen. Zum einen verringert eine höhere Bevölkerungsdichte auf Wohnungsebene in einer Region die Arbeitsproduktivität dort, da die Mobilität verringert wird. Zum anderen induziert eine größere Arbeitsproduktivität in einer Region einen größeren Nettozustrom an Personen dorthin, was die Bevölkerungsdichte auf Wohnungsebene erhöht.

Strassmann (1976) beschäftigt sich mit dem Problem, wie geschätzt werden kann, welchen Einfluss Wohnbedingungen auf die Beschäftigung haben. Die Frage ist, ob und in welchem Maße es sich lohnt, staatliche Unterstützung für die Wohnsituation einzusetzen, um die Arbeitslosenquote zu verringern. Er kommt zu dem Ergebnis, dass das Ziel die Beschäftigung zu erhöhen mit der Verbesserung der Wohnsituation von Gruppen mit geringerem Einkommen konsistent ist. Umeh (1991) untersucht die Auswirkungen eines Entwicklungshilfeprojekts in Nigeria und findet heraus, dass bessere Versorgung bzgl. Ernährung, Gesundheit und Unterkunft in Verbindung mit einem größeren Arbeitsangebot stehen und eine erhöhte Produktivität zur Folge haben. Burns und Mittelbach (1972) betonen, dass soziale Vorteile eines besseren Wohnniveaus sowohl Externalitäten für private Güter als auch für öffentliche Güter umfassen. Die Autoren nennen die erhöhte Arbeitsproduktivität, die auch den Arbeitgebern einen Nutzen verschafft, als Beispiel für eine Externalität für private Güter.

Eine Gruppe von Ökonomen, insbesondere Grebler, Klaassen und Burns, begann in den 1960er Jahren eine Theorie der Investitionen ins Wohnungswesen zu entwickeln, welche Richtlinien für optimale Ressourcenallokation bereitstellen könnte.²⁸ Die sogenannte „Produktivitätstheorie des Wohnungswesens“ gibt an, dass ein indirekter Nutzen, gemessen z.B. in Form erhöhter Arbeitsproduktivität, durch eine verbesserte Wohnungssituation auftritt. Die Produktivitätstheorie der Investitionen ins Wohnungswesen wurde mit einer Reihe von kontrollierten Experimenten getestet, welche in Gebieten in Entwicklungsländern und in Regionen mit geringem Einkommen der USA durchge-

²⁸ Weitere Informationen und Veröffentlichungen dazu siehe Burns und Grebler (1976).

führt wurden. Der wissenschaftliche Beweis untermauert jedoch weder überzeugend die Theorie noch ist er gänzlich konsistent.²⁹ Tabelle 2.1 fasst die Ergebnisse für die vier verschiedenen Vorteile zusammen, wobei X bzw. O ein statistisch signifikantes bzw. nicht signifikantes Ergebnis bedeutet und ein Strich zeigt, dass der Vorteil nicht geschätzt wurde.

	Gesundheit	Bildung	Arbeits- produktivität	abweichendes Verhalten
Hambaek, Korea	X	–	X	–
Zacapu, Mexico	O	–	X	–
Monterrey, Mexico	O	O	O	–
Ciudad Guayana, Venezuela	O	–	O	–
Puerto Rico	O	O	–	–
South Dos Palos, California	X	O	–	–
Pine Ridge, South Dakota	O	X	–	X
Anzahl X / max. Anzahl X	2/7	1/4	2/4	1/1

Erläuterung: X bzw. O bedeuten ein statistisch signifikantes bzw. nicht signifikantes Ergebnis für jeden der vier Vorteile als Effekt der Unterbringung in einer besseren Wohnung. Ein Strich zeigt, dass der Vorteil nicht geschätzt wurde.

Tabelle 2.1: Effekte der Unterbringung in einer besseren Wohnung
Quelle: Burns und Mittelbach (1972)

Auf einer etwas robusteren theoretischen Untermauerung beruhen empirische Schätzungen von Kuznets (1960) und Strassmann (1970). Mittels seiner Analyse von Querschnittsdaten aus der Nachkriegszeit, welche 34 Länder abdecken, fand Kuznets eine positive Korrelation zwischen Pro-Kopf-Einkommen und dem Verhältnis der gesamten Bauinvestitionen zum BIP.³⁰ In einem späteren Artikel mit einer longitudinalen Analyse von Daten für elf entwickelte Länder stellt Kuznets (1961) fest, dass seit dem späten neunzehnten Jahrhundert die Bauinvestitionen relativ zu den Bruttoanlageinvestitionen gesunken sind und der Wohnungsbau relativ zur gesamten Bauwirtschaft fast konstant geblieben oder über die Zeit zurückgegangen ist. Dieses Ergebnis deutet auf eine nachfrageseitige Erklärung hin, bei der ein Rückgang des Wohnungsbaus mit dem fallenden Bevölkerungswachstum zusammenhängt.³¹ Auch Strassmann (1970) stellt fest, dass in

²⁹ Siehe auch Burns und Grebler (1976).

³⁰ Siehe Kuznets (1960).

³¹ Siehe Burns und Grebler (1976).

entwickelten Ländern auf Grund von geringem Bevölkerungswachstum, wenig Migration und gut ausgebauter Infrastruktur relativ wenig neue Bauten benötigt werden.

Hacker (1999) untersucht konkret den Einfluss der Wohnsituation auf die Produktivität. Er analysiert polnische Daten und stellt fest, dass Arbeiter im gleichen Industriezweig und mit gleicher Bildung, die mit der gleichen Kapitalintensität und Infrastruktur arbeiten, in Regionen mit weniger Überbevölkerung³² produktiver sind. Fisher (2007) überprüft erstmals die These des Zusammenhangs zwischen Haushaltskapital und Arbeitsproduktivität anhand von Daten für die USA, also für einen hoch entwickelten Industriestaat. Man sollte annehmen können, dass das Wohnniveau so hoch ist, dass kaum Auswirkungen auf die Produktivität zu bemerken sind.³³

3 Schätzung der Produktionsfunktion

Im vorigen Abschnitt wurde diskutiert, warum die Aufnahme von Haushaltskapital in die Produktionsfunktion sinnvoll und wichtig ist. Im Folgenden wird die Methode dargestellt, mit der die Produktionsfunktion

$$\ln y_t = \alpha_h \ln h_t + \alpha_k \ln k_t + \alpha_g \ln g_t + \alpha_e \ln e_t + \beta' \ln x_t + \epsilon_t \quad (2)$$

geschätzt werden soll. Im Gegensatz zum Vorgehen von Fisher (2007), der Querschnittsdaten über Bundesstaaten für zwei verschiedene Jahre verwendet, schließen wir bei der Zeitreihenschätzung die Bodenfläche aus, da sie über die Zeit nahezu konstant bleibt. Eine umfassende Diskussion der Herausforderungen, die sich durch Verwendung von Zeitreihendaten (abweichend von Fishers Vorgehen) ergeben, wird an dieser Stelle nicht geführt.³⁴ Im nächsten Abschnitt wird zunächst die zur Schätzung verwendete Metho-

³² Überbevölkerung wird hier gemessen als durchschnittliche Anzahl an Arbeitern pro Zimmer.

³³ Eine ähnliche Idee findet sich bei Cudmore und Whalley (2003). Sie gehen aber davon aus, dass Zeit (nicht Kapital) investiert werden muss, um die Arbeitsproduktivität zu steigern. Somit gibt es neben Arbeit und Freizeit eine weitere Möglichkeit Zeit zu nutzen.

³⁴ Zum einen wird Humankapital durch die Anzahl der ISCED-Level 3-Beschäftigten womöglich nicht gut gemessen, da die Variation über die Zeit gering ist. Außerdem ist zu beachten, dass die Erwerbstätigenzahlen starke konjunkturbedingte Schwankungen aufweisen könnten, wobei jedoch dieser Effekt die Schätzung nicht beeinflussen sollte. Des Weiteren ist die Verwendung von HP-gefilterten Zeitreihendaten (siehe Abschnitt 3.3) in Verbindung mit der Wahl des Schätzers zu hinterfragen, da insbesondere die Beziehung in den Niveaus der Pro-Kopf-Variablen relevant ist und nicht deren Abweichung vom langfristigen Trend. Schließlich birgt auch die Verwendung von Quartalsdaten unter Einbeziehung von

de dargestellt, danach werden die Daten analysiert, welche zur Schätzung herangezogen werden und schließlich die Ergebnisse der Schätzungen dokumentiert und diskutiert.

3.1 Methode

Es ist davon auszugehen, dass alle Variablen mit dem allgemeinen Produktionsniveau korreliert sind. Fisher (2007) argumentiert, dass sich z. B. reiche Haushalte in der Regel mehr Wohnraum leisten können und anzunehmen ist, dass sie produktiver sind. Ohne eingehend zu prüfen, ob dieser Schluss so auch bei Zeitreihendaten gezogen werden kann, gehen wir davon aus, dass Endogenität vorliegt. Es wäre dann mit verzerrten Schätzwerten der Technologieparameter³⁵ zu rechnen und der Ordinary-Least-Squares (OLS)-Schätzer wäre nicht mehr konsistent. Daher wird ein Instrumentvariablen (IV)-Ansatz gewählt. Nun stellt sich die Frage, welche Variablen als Instrumente dienen können. Zwei Bedingungen müssen von einer Instrumentvariablen z erfüllt sein, Relevanz, $cov(z, x) \neq 0$ und Exogenität, $cov(z, \epsilon) = 0$. Eine Möglichkeit für Instrumentvariablen sind die gelagerten endogenen Variablen. Hierbei muss der Lag groß genug sein, dass keine Korrelation mit ϵ mehr vorliegt, jedoch muss der Lag auch so klein sein, dass eine Korrelation mit der nicht gelagerten Variablen besteht. Da die Residuen Autokorrelation erster Ordnung aufweisen³⁶, kommen als Instrumente die um zwei Perioden gelagerten Regressoren in Frage. Als zusätzliche exogene Variable wird ein Wirtschaftsklimaindikator für die Europäische Union, genauer gesagt die EU-27, in die Schätzung aufgenommen.³⁷

Ein großes Problem bei der Schätzung der Produktionsfunktion ist eine im Allgemeinen hohe Korrelation der Inputfaktoren.³⁸ Diese Multikollinearität bewirkt große Standardfehler der mit OLS geschätzten Koeffizienten; die Konfidenzintervalle sind zwar gültig, aber sehr breit.³⁹ Da die Residuen Autokorrelation erster Ordnung aufweisen,

interpolierten jährlichen Kapitaldaten ungewisse Konsequenzen, die hier jedoch nicht weiter untersucht werden.

³⁵ Siehe z.B. Temple (2006) oder Benhabib und Spiegel (1994).

³⁶ Auf eine gründliche Prüfung auf Autokorrelation höherer Ordnung wird trotz Verwendung von Quartalsdaten verzichtet.

³⁷ Details siehe Anhang A.

³⁸ Siehe z. B. Otruba et al. (1996).

³⁹ Siehe z. B. Stocker (2010).

wird mit Hilfe des Marquardt-Algorithmus⁴⁰ ein AR(1)-Prozess simultan mitgeschätzt.⁴¹ Ähnlich wie die robusten Standardfehler bei Heteroskedastizität nach White berechnet werden können, gibt es für Autokorrelation robuste Standardfehler nach Newey-West, die für die Schätzungen herangezogen werden.⁴² Alle Schätzungen werden mit der Ökonometrie-Software EViews⁴³ durchgeführt.

3.2 Daten

Für eine Datenbasis, die theoretischen Anforderungen entsprechen soll, werden die Inputfaktoren im Idealfall in homogenen Leistungseinheiten gemessen.⁴⁴ Wir verwenden daher alle Kapital-Variablen pro Erwerbstätigen. Da teilweise keine Daten über die Kapitalstöcke vorliegen, approximieren wir den Kapitalbestand durch die Höhe der Investitionen in den jeweiligen Kapitalstock. Als exogene Variable wird ein Wirtschaftsklimaindikator für die EU aus der Datenbank Eurostat verwendet.⁴⁵ Detaillierte Informationen zu den verwendeten Daten befinden sich in Anhang A.

3.2.1 Messung von Haushaltskapital

Es stellt sich die Frage, wie Haushaltskapital, das die Produktivität beeinflusst, gemessen werden kann. Fisher (2007) verwendet dafür die Anzahl an Zimmern je Haushalt. Eine nach Meinung der Autorin bessere Möglichkeit wäre, als Messgröße die Wohnfläche je Haushalt zu verwenden. Hierbei wird implizit angenommen, das sich bei zwei oder mehr Erwerbstätigen pro Haushalt Größenvorteile ergeben. Fisher nimmt an, dass sich in einem Haushalt zwei oder mehr Erwachsene basierend auf der gleichen Wohnfläche ebenso regenerieren können wie ein Erwachsener. Diese Annahme scheint insbesondere bei einer geringen Wohnungsgröße zweifelhaft. Zudem ist auch die implizit angenommene Gewichtung fragwürdig, d. h. verdoppelt sich die Regeneration tatsächlich mit der doppelten Anzahl an Zimmern? Bringt die Vergrößerung von z. B. 100 auf 200 m² tatsäch-

⁴⁰ Siehe Quantitative Micro Software (2007).

⁴¹ Stocker (2010) warnt vor einer unreflektierten Angabe der Newey-West Standardfehler, da aus Autokorrelation erster Ordnung eine nicht-lineare Gleichung in den Lags von y und x resultiert: $y_t = \rho y_{t-1} + \beta_0(1 - \rho) + \beta_1(x_{1t} - \rho x_{1,t-1}) + \varepsilon_t$.

⁴² Siehe z. B. Wooldridge (2009), Hamilton (1994).

⁴³ Siehe <http://www.eviews.com>, Abrufdatum: 29.03.2014.

⁴⁴ Siehe z. B. Otruba et al. (1996).

⁴⁵ Details siehe Anhang A.

lich eine um 100 % höhere Regeneration? Denkbar wäre auch, dass ein Sättigungseffekt eintritt. An dieser Stelle sieht die Autorin noch zukünftigen Forschungsbedarf.

Die Autorin entscheidet sich für die Messung von Haushaltskapital als (nicht-staatliches) Anlagevermögen in Wohnbauten. Diese Größe scheint das Ausmaß der Regeneration besser zu erfassen, da hierin zusätzlich zur Wohnfläche implizit die Wohngegend und explizit der Komfort der Immobilie (z. B. moderne Installationen, Schalldämmung) erfasst werden. Zudem ist die Vergleichbarkeit mit der Variable Geschäftskapital dadurch erhöht. Nicht ausschließen lässt sich hierbei, dass Immobilien unterschiedlich bzw. fehlbewertet werden.

3.2.2 Deutschland

Die Daten stammen vom Statistischen Bundesamt Deutschland⁴⁶ und die Variable für das Humankapital von der Europäischen Kommission⁴⁷. Aufgrund der Datenlage⁴⁸ wird die Produktionsfunktion für Deutschland mit Zeitreihendaten geschätzt. Alle Variablen werden in Einheiten pro Erwerbstätigen verwendet. Dazu dient die Anzahl der Erwerbstätigen im Inland. Output wird gemessen mit dem BIP und Staatskapital wird approximiert durch die Bruttoanlageinvestitionen des Staates. Privates Geschäftskapital ist das (nicht-staatliche) Bruttoanlagevermögen ohne Anlagevermögen in Wohnbauten, Haushaltskapital wird gemessen als nicht-staatliches Anlagevermögen in Wohnbauten und für Humankapital werden die Beschäftigten mit einem erreichten Bildungsgrad von mindestens International Standard Classification of Education (ISCED)-Level 3 aus der Datenbank von Eurostat herangezogen.⁴⁹ Laut Grünthal et al. (2006) stellen Sturmereignisse die teuersten Naturgefahren in Deutschland dar. Sie machen 75 % des volkswirtschaftlichen Gesamtschadens aus. 19 % werden durch Flussüberschwemmungen und Sturzfluten, 5 % durch weitere atmosphärisch bedingte Gefahren wie Hitzewellen, Frost und Waldbrände verursacht. Die Schätzung mit einer zusätzlichen Variablen, die Schätzwer-

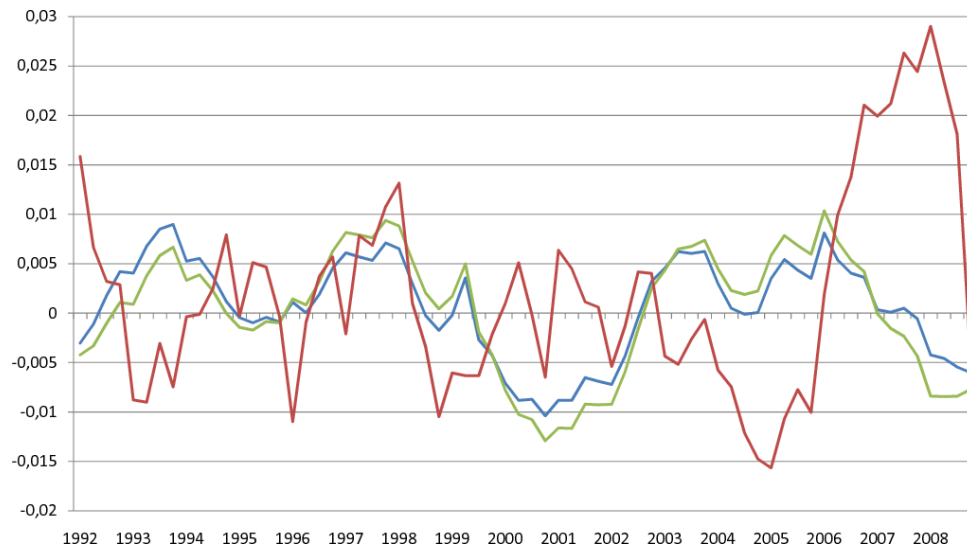
⁴⁶ Siehe <http://www.destatis.de>, Abrufdatum: 29.03.14.

⁴⁷ Siehe <http://ec.europa.eu>, Abrufdatum: 29.03.14.

⁴⁸ Es gibt keine Daten für Anlagevermögen in Wohnbauten auf Bundesländerebene, um das Haushaltskapital zu messen. Für Wohnfläche in Wohngebäuden liegen für die Bundesländer lediglich Daten von 1995 bis 2009 vor. Außerdem existiert für die Konsumausgaben keine Aufgliederung in Ver-, Gebrauchsgüter und Dienstleistungen auf Länderebene.

⁴⁹ Details zu den verwendeten Daten siehe Anhang A.

te von Schäden durch Naturkatastrophen umfasst, ergibt jedoch kaum Änderungen der Ergebnisse.



Erläuterung: Auf der horizontalen Achse ist der Zeitraum 1992Q1 - 2008Q4 angetragen, auf der vertikalen Achse die Abweichung der zyklischen Komponenten vom HP-Trend. Die rote Linie bezieht sich auf Output, die blaue auf Geschäfts- und die grüne Linie auf Haushaltskapital. Die Daten sind jeweils pro Erwerbstätigen, logarithmiert und HP-gefiltert.

Abbildung 3.1: Zyklische Komponenten von Output, Haushalts- und Geschäftskapital pro Erwerbstätigen

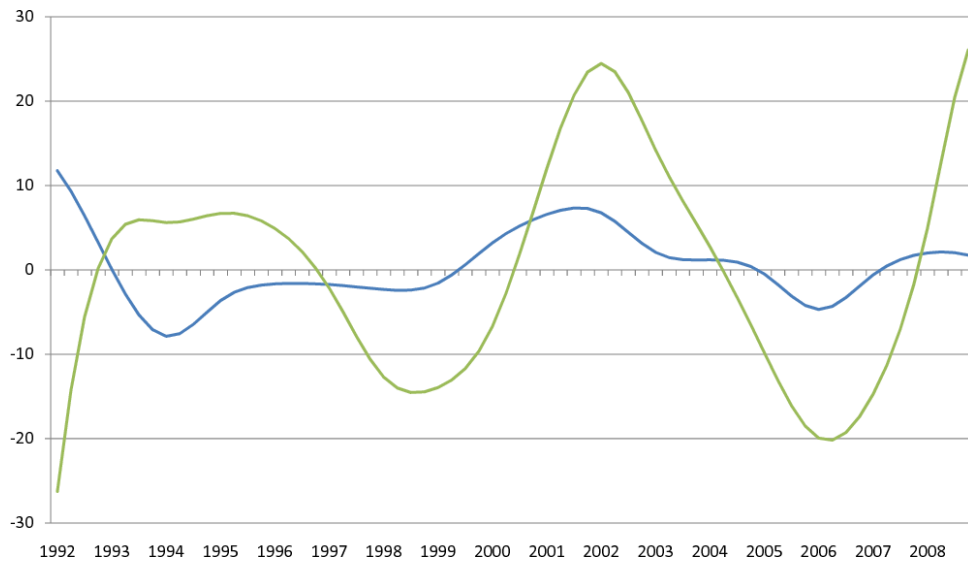
Datenquelle: Statistisches Bundesamt, eigene Berechnung

Das logarithmierte und gefilterte Geschäfts- bzw. Haushaltskapital pro Erwerbstätigen weist eine sehr hohe simultane Korrelation von 0,95 auf (siehe Abb. 3.1). Diese ausgeprägte Korrelation ist zurückzuführen auf die relativ niedrige Varianz von Haushalts- und Geschäftskapital⁵⁰ bzw. die Anwendung des Hodrick-Prescott (HP)-Filters.⁵¹ Die simultane Korrelation zwischen logarithmiertem und HP-gefiltertem Haushalts- und Geschäftskapital ohne die Division durch die Erwerbstätigen beträgt lediglich 0,33. Aus den Rohdaten (siehe Abb. 3.2) ist ersichtlich, dass die Reihen zumindest in den frühen 1990er Jahren sogar eine gegenläufige Bewegung zeigen. Die Endogenität der Regressoren wird mit einem Hausman-Test⁵² geprüft. Lediglich für das Humankapital deutet das Ergebnis

⁵⁰ Die Standardabweichung der logarithmierten und HP-gefilterten Anzahl an Erwerbstätigen ist im Vergleich zur Standardabweichung von realem Bruttoanlagevermögen ohne Wohnbauten mehr als viermal so hoch.

⁵¹ Nach Anwendung des HP-Filters können Daten eine Scheinkorrelation aufweisen, siehe z. B. Canova (1993).

⁵² Für jede als endogen vermutete Variable wird mindestens ein Instrument benötigt. Die als endogen vermutete Variable wird auf alle exogenen Variablen und die Instrumente regressiert. Die so bestimmten



Erläuterung: Auf der horizontalen Achse ist der Zeitraum 1992Q1 - 2008Q4 angetragen, auf der vertikalen Achse die Abweichung der zyklischen Komponenten vom HP-Trend. Die blaue Linie bezieht sich auf Geschäfts- und die grüne Linie auf Haushaltskapital. Die Daten sind jeweils HP-gesfiltert.

Abbildung 3.2: Zyklische Komponenten von Haushalts- und Geschäftskapital (nicht pro Erwerbstätigen)

Datenquelle: Statistisches Bundesamt, eigene Berechnung

auf Endogenität hin. Da auf Grund theoretischer Überlegungen hingegen von Endogenität aller Kapitalstöcke ausgegangen werden muss, werden auch für alle Variablen Instrumente verwendet.⁵³ Ein Test auf die Relevanz der Instrumente⁵⁴ kommt zu dem Ergebnis, dass für alle Variablen (für Staatskapital lediglich auf dem 10%-Niveau) zumindest einige Instrumentvariablen nicht schwach sind. Es besteht eine sehr hohe simultane Korrelation (0,95) zwischen den Variablen k und h . Somit liegt Multikollinearität vor und es ist mit großen Standardfehlern zu rechnen.⁵⁵

Residuen werden dann als zusätzliche erklärende Variablen im ursprünglichen Modell verwendet und ihre gemeinsame Signifikanz mittels eines F-Tests überprüft. Gemeinsame Signifikanz deutet an, dass mindestens eine der als endogen vermuteten erklärenden Variablen dies auch ist. Details zu diesem Vorgehen siehe z. B. Auer und Rottmann (2010).

⁵³ Siehe Abschnitt 3.1.

⁵⁴ Dabei wird eine Regression der vermutlich endogenen Variablen auf die exogenen Regressoren und Instrumente durchgeführt. Die Prüfung auf Relevanz erfolgt dann mittels des F-Tests. Details zu diesem Vorgehen siehe z. B. Wooldridge (2009).

⁵⁵ Siehe z. B. Stocker (2010).

3.2.3 Vereinigtes Königreich

Die Daten für das Vereinigte Königreich stammen vom Office for National Statistics⁵⁶ und bzgl. der Variable für das Humankapital von der Europäischen Kommission⁵⁷. Als Output wird das Bruttoinlandsprodukt verwendet, Staatskapital sind Bruttoanlageinvestitionen des Staates, Geschäftskapital sind Bruttoanlageinvestitionen der Unternehmen und Haushaltskapital wird gemessen durch die Bruttoanlageinvestitionen in Wohnbauten. Humankapital sind wie für Deutschland die Beschäftigten mit einem Bildungsgrad mindestens von ISCED-Level 3 aus der Datenbank Eurostat. Die Investitionsvariablen sind saisonbereinigte vierteljährliche verkettete Volumina zum Referenzjahr 2008 und alle Variablen werden in Einheiten pro Erwerbstätigen verwendet.⁵⁸

3.3 Ergebnisse

Im Folgenden werden die Ergebnisse der Schätzungen vorgestellt und diskutiert. Es zeigt sich, dass Haushaltskapital sowohl in Deutschland als auch im Vereinigten Königreich einen signifikanten Einfluss auf die Arbeitsproduktivität hat. Für das Vereinigte Königreich zeigt sich, dass höheres Haushaltskapital eine Produktivitätssteigerung impliziert, für Deutschland ergibt sich jedoch wider Erwarten ein negativer Zusammenhang. Die Ergebnisse der Schätzungen mit EViews befinden sich in Anhang B.

3.3.1 Deutschland

Die Variablen für y , k , h , g und e werden pro Erwerbstätigen gemessen, logarithmiert und HP-gelappt. Als exogene Variable wird ein Wirtschaftsklimaindikator für die EU verwendet. Als Instrumente⁵⁹ dienen die um zwei Perioden gelagerten endogenen Regressoren und der exogene Wirtschaftsklimaindex. Es werden zunächst sechs Spezifikationen geschätzt, Tabelle 3.1 zeigt die Ergebnisse. Die Schätzungen mit Humankapital weisen ein kleineres Sample von 70 Beobachtungen statt 75 auf, nämlich erst ab dem vierten Quartal 1992, statt ab dem dritten Quartal 1991. Bei keiner der sechs Spezifikationen

⁵⁶ Siehe <http://www.ons.gov.uk>, Abrufdatum: 29.03.2014.

⁵⁷ Siehe <http://ec.europa.eu>, Abrufdatum: 29.03.14.

⁵⁸ Details zu den verwendeten Daten siehe Anhang A.

⁵⁹ Details zum IV-Ansatz siehe Abschnitt 3.1.

kann Heteroskedastie festgestellt werden, jedoch sind die Residuen stets autokorreliert von erster Ordnung (siehe Abschnitt 3.1).

Variable	Spezif. 1	Spezif. 2	Spezif. 3	Spezif. 4	Spezif. 5	Spezif. 6
Geschäftskapital k	4,829* (1,909)	6,318** (1,438)	5,986** (1,656)	-0,569 (0,841)		
Haushaltskapital h	-4,199** (1,427)	-5,064** (1,044)	-4,813** (1,277)		-0,481 (0,518)	-0,714 (0,590)
Staatskapital g	0,042* (0,019)			0,024 (0,023)		0,040* (0,018)
Humankapital e	0,076 (0,187)		0,161 (0,175)	0,066 (0,236)		
Wirtschaftsklima bssi	0,001** (0,000)	0,001** (0,000)	0,001** (0,000)	0,001** (0,000)	0,001* (0,000)	0,001* (0,000)
F-Statistik	54,82	70,12	59,20	41,90	65,67	51,21
\bar{R}^2	0,83	0,79	0,81	0,75	0,72	0,73
Beobachtungen	70	75	70	70	75	75

Erläuterung: Die Tabelle enthält die Ergebnisse der Schätzungen mit der abhängigen Variable Produktivität zu verschiedenen Spezifikationen der unabhängigen Variablen. In Klammern unter den Punktschätzwerten der Koeffizienten sind die robusten Standardfehler nach Newey-West angegeben.

Alle Variablen sind pro Erwerbstätige, logarithmiert und HP-gefiltert. Es wurde jeweils in EViews mit Hilfe des Marquardt-Algorithmus ein AR(1)-Term mitgeschätzt.

* statistisch signifikant auf einem Niveau von 10

** statistisch signifikant auf einem Niveau von 1

Tabelle 3.1: Geschätzte Elastizitäten der Inputfaktoren für Deutschland

Datenquelle: siehe Anhang A.1, eigene Berechnung

Spezifikation 1 umfasst alle aufgeführten Variablen, d. h. sowohl Geschäfts-, Haushalts-, Staats- und Humankapital als auch den Wirtschaftsklimaindikator. Sowohl Geschäfts- als auch Haushaltskapital sind signifikant und die Beträge ihrer Koeffizienten sind von der gleichen Größenordnung. Haushaltskapital weist ein negatives Vorzeichen auf, was auch bei den übrigen Spezifikationen auftreten wird. Staatskapital ist signifikant, Humankapital hingegen nicht. Humankapital ist bei keiner Spezifikation signifikant, jedoch ergibt die Hinzunahme einer Variable, die Bruttolöhne und -gehälter enthält, einen signifikanten Koeffizienten.⁶⁰ Möglicherweise sind die Löhne ein besseres Maß für die Qualität des Humankapitals als der erreichte Bildungsabschluss, da erfahrene und qualifizierte Facharbeiter auch ohne Studium einen ihrer hohen Produktivität angemessenen Lohn erhalten können. Spezifikation 2 enthält weder Staats- noch Humankapital.

⁶⁰ Schätzergebnisse siehe Tabelle B.9 im Anhang.

Es ergeben sich wieder Signifikanzen für Geschäfts- und Haushaltskapital, wobei die Koeffizienten betragsmäßig höhere Werte aufweisen. Der Koeffizient des Wirtschaftsklimaindiktors beträgt 0,001 und ist wie bei allen übrigen Spezifikationen signifikant. Spezifikation 3 ist wie Spezifikation 1 ohne Staatskapital. Die Höhe der Koeffizienten von Geschäfts- und Haushaltskapital liegt zwischen denen von Spezifikation 1 und 2. Beide sind signifikant. Spezifikation 4 enthält alle Variablen außer Haushaltskapital. Es ergibt sich, dass außer dem Wirtschaftsklimaindikator keine Variable signifikant ist. Für Geschäftskapital ergibt sich ein negativer Koeffizient von -0,569. Spezifikation 5 umfasst nur Haushaltskapital zusammen mit dem exogenen Wirtschaftsklimaindikator. Auch hier hat Haushaltskapital einen negativen Koeffizienten von -0,481, ist jedoch nicht signifikant. Spezifikation 6 nimmt zu Spezifikation 5 zusätzlich Staatskapital hinzu. Wieder ist der Koeffizient von Haushaltskapital (-0,714) negativ und nicht signifikant. Staatskapital jedoch ist signifikant und der Koeffizient unterscheidet sich kaum von dem aus Spezifikation 1. Eine Hinzunahme von Humankapital zur Spezifikation 6 liefert kaum veränderte Ergebnisse.

Aus den Schätzungen ist ein signifikant negativer Zusammenhang von Haushaltskapital und Output für Deutschland ersichtlich. Dieses Ergebnis wurde nicht erwartet und scheint ziemlich ungewöhnlich. Diverse Überlegungen der Autorin sollen an dieser Stelle lediglich Erwähnung finden, mit dem Hinweis auf einen umfangreichen weiteren Forschungsbedarf. Eine mögliche Beeinflussung des Zusammenhangs durch die Altersstruktur und die je nach Alter unterschiedliche Produktivität und Unterschiede im Immobilienvermögen kann nicht bestätigt werden, da das verkehrswerte Immobilienvermögen nach Altersgruppen⁶¹ einen ähnlichen Verlauf aufzeigt wie die Produktivität nach Altersgruppen.⁶² Auch eine im Gegensatz zu den USA geringe Mobilität kann den negativen Zusammenhang nicht erklären. Es wäre dann ein zeitverzögerter Zusammenhang oder Nichtsignifikanz zu erwarten, jedoch ist keine Trägheit, d. h. eine zeitverzögerte Wirkung von Anlagevermögen auf die Produktivität nachweisbar. Es ist außerdem festzustellen, dass die simultane Korrelation zwischen Produktivität (BIP pro Erwerbstätigen) und Löhnen (Bruttolohn pro Arbeitnehmer) signifikant und sehr hoch

⁶¹ Siehe Statistisches Bundesamt (2008b).

⁶² Siehe Schneider (2007).

(0,98) ist.⁶³ Eine weitere Möglichkeit ist, dass die Messung von Haushaltskapital als Anlagevermögen in Wohnbauten den Unterschied zur Variable Wohnfläche ausmacht. Doch die simultane Korrelation zwischen beiden Messgrößen beträgt 0,88. Ein Problem, welches möglicherweise eine wichtige Rolle bei der Interpretation der getrennten Effekte von Haushalts- und Geschäftskapital spielt, ist die vorliegende Multikollinearität der beiden Kapitalstöcke. Deren simultane Korrelation ist größer als 0,9.

Möglicherweise sind aufgrund der Wiedervereinigung auch die Daten für Haushaltskapital in den ersten Jahren nach 1990 nicht vergleichbar zwischen den alten und den neuen Bundesländern. Daher wird eine Schätzung für Daten ab dem Jahr 2000 betrachtet. Doch auch hier ergibt sich ein signifikant positiver Koeffizient für Geschäftskapital und ein signifikant positiver Koeffizient für Haushaltskapital. Eine Betrachtung des Einflusses von Haushalts- und Geschäftskapital auf die Produktivität beschränkt auf das frühere Bundesgebiet liefert für den Zeitraum 1970-1990 keine signifikanten Werte.⁶⁴ Für den Zeitraum 1991-2010 ergibt sich bzgl. des früheren Bundesgebietes ein signifikant negativer Zusammenhang bzgl. Geschäftskapital und ein signifikant positiver für Haushaltskapital.⁶⁵ Dies könnte damit zusammenhängen, dass hierbei Haushaltskapital als Wohnfläche gemessen wird. Jedoch ist die simultane Korrelation zwischen Anlagevermögen in Wohnbauten und Wohnfläche sehr hoch (siehe oben).

Eine Hinzunahme des Arbeitsvolumens (Anzahl an Arbeitsstunden) ergibt lediglich einen signifikanten Einfluss auf die Produktivität bei der Spezifikation, bei der nur Geschäfts- und Haushaltskapital in Betracht gezogen werden und der Wirtschaftsklimaindikator vernachlässigt wird. Aber auch in diesem Fall ändern sich weder Größenordnung noch Vorzeichen der Koeffizienten. Für die Schätzung über den Zeitraum 2000-2010 verschlechtert sich die F-Statistik sogar von 43,6 auf 14,4 (siehe Anhang B). Eine Schätzung, in der Haushalts- und Geschäftskapital zu einem Kapitalstock zusammengefasst werden, liefert für den Zeitraum 1990 bis 2010 einen Koeffizienten von -0,638 für dieses Aggregat, der jedoch nicht signifikant ist. Möglicherweise spielt eine relativ hohe Risikoaversion

⁶³ Eigene Berechnungen, Datenquelle: Statistisches Bundesamt.

⁶⁴ Die exogene Variable bssi konnte nicht mitgeschätzt werden, da hierfür nur Daten ab 1985 vorliegen, was zu wenige Beobachtungen wären (siehe Tab. B.11).

⁶⁵ Hier wurde die exogene Variable bssi nicht mitgeschätzt, da in diesem Fall kein Koeffizient signifikant von Null verschieden gewesen wäre (siehe Tab. B.12).

bzw. Hedging in Deutschland eine wichtige Rolle. Sehr wahrscheinlich wurden jedenfalls bei den Schätzungen wichtige exogene Faktoren nicht berücksichtigt.

3.3.2 Vereinigtes Königreich

Die Variablen für y , k , h , g und e werden pro Erwerbstätigen gemessen, logarithmiert und HP-gesfiltert. Als exogene Variable wird der gleiche Wirtschaftsklimaindikator für die EU verwendet wie für Deutschland.⁶⁶ Als Instrumente⁶⁷ dienen die um zwei Perioden gelagten endogenen Regressoren und der exogene Wirtschaftsklimaindikator BSSI.⁶⁸ Als einzige Spezifikation mit signifikanten Koeffizienten erweist sich diejenige, die sowohl Geschäfts-, Haushalts-, Staats- und Humankapital zusammen mit dem exogenen Wirtschaftsindex enthält (siehe Tab. 3.2).⁶⁹

Unabhängige Variablen	Geschäftskapital	Haushaltskapital	Staatskapital	Humankapital	Wirtschaftsklimaindikator
Koeffizient (Standardfehler)	0,070 (0,043)	0,077* (0,034)	0,030* (0,016)	-0,016 (0,096)	0,001* (0,000)
F-Statistik	32,30				
Korrigiertes R ²	0,77				

Erläuterung: Die Tabelle enthält die Ergebnisse der Schätzungen mit der abhängigen Variable Produktivität. In Klammern unter den Punktschätzwerten der Koeffizienten sind die robusten Standardfehler nach Newey-West angegeben. Alle Variablen sind pro Erwerbstätige, logarithmiert und HP-gesfiltert. Es wurde jeweils in EViews mit Hilfe des Marquardt-Algorithmus ein AR(1)-Term mitgeschätzt.

* statistisch signifikant auf einem Niveau von 10

** statistisch signifikant auf einem Niveau von 1

Tabelle 3.2: Geschätzte Elastizitäten der Inputfaktoren für das Vereinigte Königreich
Datenquelle: siehe Anhang A.2, eigene Berechnung

Die geschätzten Koeffizienten von Geschäfts- und Haushaltskapital sind betraglich deutlich kleiner als für Deutschland. Jedoch sind auch beide in etwa gleich groß und der Koeffizient von Geschäftskapital hat ein positives Vorzeichen. Hier ist hingegen auch das Vorzeichen von Haushaltskapital positiv. Unerwarteterweise ist der geschätzte Koeffizient von Humankapital negativ, im Gegensatz zu den Schätzungen für Deutschland.

⁶⁶ Siehe Abschnitt 3.3.1.

⁶⁷ Zum IV-Ansatz siehe Abschnitt 3.1.

⁶⁸ Details dazu siehe Anhang A.

⁶⁹ Siehe Tabelle B.1 bis B.3.

Insgesamt liegen der Schätzung weniger Beobachtungen zugrunde als bei den deutschen Daten. Es ergibt sich ein deutlich geringerer Wert der F-Statistik von 32,3 und auf dem 1 %-Niveau ist keine Variable signifikant, auf dem 10 %-Niveau hingegen alle, auch die exogene Variable.⁷⁰ Zusammenfassend kann festgestellt werden, dass der Einfluss von Haushaltskapital auf die Produktivität signifikant und positiv ist.

4 Zusammenfassung und kritische Betrachtung

Aus Zeitreihendaten wurden für Deutschland bzw. das Vereinigte Königreich Instrumentvariablen-Schätzungen der aggregierten Produktionsfunktion durchgeführt, die den Einfluss von Haushaltskapital auf die Produktivität untersuchen. Es gibt bisher nur wenige Studien, die diesen Zusammenhang untersuchen. Für die Berechnungen wird Haushaltskapital als (nicht-staatliches) Anlagevermögen in Wohnbauten definiert. Die verwendeten Daten stammen vom Statistischen Bundesamt bzw. dem Office for National Statistics und von EuroStat. Der deutliche Unterschied in den geschätzten Parametern zwischen Deutschland und dem Vereinigten Königreich legt nahe, dass die Schätzungen, um plausible Ergebnisse zu liefern, insbesondere in Bezug auf die im vorigen Abschnitt aufgeführten Schwachpunkte tiefergehend evaluiert werden müssen. Möglicherweise sind auch entscheidende Einflussfaktoren für die Schätzung vernachlässigt worden. Die Effekte einer Erhöhung von Haushaltskapital auf die Produktivität sollten jedenfalls nicht nur aus ökonomischer, sondern auch aus sozialer Sicht von Interesse sein und daher eingehender untersucht werden.

Insgesamt zeigt sich, dass sowohl in Deutschland als auch im Vereinigten Königreich Haushaltskapital einen wichtigen Einflussfaktor auf die Produktivität darstellt. Dieses Ergebnis legt nahe, dass die Einbeziehung von Haushaltskapital als komplementärer Faktor zu Geschäftskapital für die Untersuchung eines RBC-Modells wichtige Informationen und Einblicke in die Beziehungen von Haushalts- und Geschäftsinvestitionen für Deutschland liefern könnte. Es wird folglich angenommen, dass indirekt Haushaltskapital in die Marktproduktion einfließt und den Einsatz von Geschäftskapital komplementär ergänzt.

⁷⁰ Siehe Tabelle B.1.

III Ein Real-Business-Cycle-Modell mit Haushaltskapital

1 Grundlagen und stilisierte Fakten

In Kapitel II wurde gezeigt, dass die Aufnahme von Haushaltskapital in die Produktionsfunktion ein wichtiger Faktor ist, um realitätsnähere Ergebnisse zu erhalten. Es wurde dort bereits auf die Rolle von Haushaltsproduktion in einer Volkswirtschaft eingegangen. Im Folgenden wird ein RBC-Modell konstruiert, das mit den beobachteten Fluktuationen aggregierter ökonomischer Variablen für Deutschland konsistent sein soll, was ein zentrales Ziel der RBC-Theorie ist.⁷¹ Das traditionelle RBC-Modell mit Haushaltskapital wird von Greenwood, Rogerson und Wright im Kapitel „Household Production in Real Business Cycle Theory“ des Standardwerks „Frontiers in Business Cycle Research“ vorgestellt. Es enthält neben dem Marktsektor einen Haushaltssektor, in dem unter Aufwendung von Zeit und Kapital Güter und Dienstleistungen produziert werden.⁷²

Das Modell von Greenwood et al. (1995) liefert für die USA bessere Ergebnisse als das Standardmodell ohne Haushaltsproduktion, und zwar für die Volatilität von Output⁷³, für die relativen Volatilitäten von Konsum, Investitionen und Arbeitsstunden bzgl. Output, für die Korrelationsmuster zwischen Arbeitsstunden und Produktivität und zwischen Investitionen in Haushalts- und Geschäftskapital. Unser Interesse gilt hier insbesondere dem letztgenannten Gesichtspunkt, d. h. der Abbildung der Frühindikatorwirkung von Haushaltsinvestitionen. Für die USA bringt die Berücksichtigung von Haushaltsproduktion mit der Modellierung von Komplementarität zwischen Haushalts- und Geschäftskapital eine bessere Abbildung des Korrelationsmusters zwischen Haushalts- und Geschäftsinvestitionen.

Dass Haushaltskapital⁷⁴ einen wichtigen Inputfaktor des BIP darstellt, wurde bereits in Kapitel II gezeigt. Die Haushaltsinvestitionen, d. h. die Investitionen in Haushaltskapital, stellen für die Wirtschaft der USA einen Frühindikator dar. Dies gilt auch für

⁷¹ Siehe z. B. Greenwood et al. (1995).

⁷² Gronau (1987) weist darauf hin, dass moderne Ansätze in der Konsumtheorie den Faktor Zeit als entscheidenden Bestandteil aller Konsumaktivitäten, nicht nur des Konsums durch im Haushalt produzierte Güter oder Fahrtzeit betrachten.

⁷³ Output ist hier das BIP abzüglich Wohnungsdienstleistungen.

⁷⁴ Unter Haushaltskapital verstehen wir langlebige Konsumgüter (Gebrauchsgüter) und Wohnimmobilien.

Deutschland und das Vereinigte Königreich (siehe Tab. 1.1 bzw. 1.2). Diese Frühindikatorwirkung kann von der RBC-Theorie bisher nicht abgebildet werden. Eine gewichtige Rolle spielt hierbei die Haushaltsproduktion, welche aus Haushaltskapital und Arbeit im Haushalt Konsumgüter herstellt. In den USA liegt der Anteil der Haushaltsproduktion am Bruttonationaleinkommen bei 20-50 %⁷⁵, in Deutschland bei etwa 40 %⁷⁶ und im Vereinigten Königreich beträgt der Anteil allein von informeller Kinderbetreuung bereits 23 %⁷⁷ vom BIP. Daher ist es naheliegend, auch in die RBC-Modelle einen Sektor mit Haushaltsproduktion aufzunehmen. Greenwood et al. (1995) können zeigen, dass die Hinzunahme von Haushaltsproduktion in ein Standard-RBC-Modell deutlich bessere Ergebnisse bei der Abbildung der realen Korrelationsmuster zwischen Haushalts- und Geschäftsinvestitionen für Daten der USA liefert. Unter anderem ist es Baxter und Jermann (1999) mit einem Modell mit Haushaltsproduktion gelungen die permanente Einkommenshypothese und die Reaktion von Konsum auf vorhersehbare Änderungen des Einkommens abzubilden.

Kreuzkorrelationen von Output zum Zeitpunkt t mit:										
Var.	SD (in %)	x_{t-4}	x_{t-3}	x_{t-2}	x_{t-1}	x_t	x_{t+1}	x_{t+2}	x_{t+3}	x_{t+4}
y	1,24	0,238	0,398	0,505	0,719	1,000	0,719	0,505	0,398	0,238
c_m	0,90	0,111	0,124	0,174	0,613	0,617	0,640	0,504	0,344	0,223
x_m	5,02	0,434	0,468	0,561	0,593	0,637	0,641	0,520	0,323	0,118
x_h	1,44	0,363	0,392	0,532	0,527	0,471	0,247	0,026	-0,044	-0,269
x_w	2,93	0,346	0,363	0,486	0,494	0,479	0,201	-0,035	-0,092	-0,261
n_m	0,95	0,326	0,392	0,248	0,400	0,604	0,520	0,459	0,355	0,194

Erläuterung: In der ersten Spalte sind die Variablen angegeben, in der zweiten Spalte die Standardabweichung (SD) der jeweiligen Variablen in Prozent und in den weiteren Spalten die Kreuzkorrelationen der jeweiligen Variable x_{t+i} mit Output $\rho(y_t, x_{t+i})$ für $i \in \{-4, -3, -2, -1, 0, 1, 2, 3, 4\}$. Hierbei bezeichnet y Output, d.h. Bruttoinlandsprodukt minus Wohnungsdienstleistungen, c_m Konsum der privaten Haushalte von Verbrauchsgütern und Dienstleistungen, die sich nicht auf das Wohnen beziehen, x_m Investitionen in Marktkapital, x_h Investitionen in Haushaltskapital, x_w Investitionen in Wohnimmobilien und n_m Arbeitsstunden der Erwerbstätigen. Die Daten sind jeweils preisbereinigt, logarithmiert und HP-gefiltert, für den Zeitraum 1991Q1-2008Q4. Details zu den Daten siehe Anhang D.1.

Tabelle 1.1: Standardabweichungen und Kreuzkorrelationen mit Output für Deutschland
Datenquelle: Statistisches Bundesamt Deutschland, eigene Berechnung

⁷⁵ Siehe Eisner (1988).

⁷⁶ Siehe Statistisches Bundesamt (2003e).

⁷⁷ Siehe Fender et al. (2013).

Lucas begann in den 1970er Jahren Konjunkturschwankungen im Rahmen von Gleichgewichtsmodellen zu untersuchen, wobei die Märkte geräumt werden und die Agenten rational handeln.⁷⁸ Hieraus entwickelte sich die Real-Business-Cycle-Theorie als Denkschule der Makroökonomie, die argumentiert, dass Konjunkturzyklen in erster Linie durch reale Schocks, wie Veränderungen der verfügbaren Technologie, verursacht werden.⁷⁹ Andere Theorien hingegen sehen die Ursache von Konjunkturschwankungen in Nachfrageschwankungen (Keynesianismus) oder als Folge von staatlichen Eingriffen wie Fiskalpolitik oder diskretionäre Geldpolitik in den Wirtschaftskreislauf (Monetarismus).⁸⁰ Trotzdem können in die Gleichgewichtsmodelle der RBC-Theorie Friktionen wie unvollständige Information, Mobilitätskosten, verzerrende Steuern eingeschlossen werden.⁸¹

Kreuzkorrelationen von Output zum Zeitpunkt t mit:										
Var.	SD (in %)	x_{t-4}	x_{t-3}	x_{t-2}	x_{t-1}	x_t	x_{t+1}	x_{t+2}	x_{t+3}	x_{t+4}
y	1,46	0,259	0,530	0,772	0,939	1,000	0,939	0,772	0,530	0,259
c_m	0,96	0,390	0,638	0,834	0,938	0,918	0,651	0,564	0,301	0,047
x_m	5,21	0,182	0,400	0,602	0,749	0,810	0,781	0,659	0,481	0,285
x_h	1,86	0,559	0,723	0,835	0,873	0,821	0,674	0,451	0,187	-0,081
x_w	11,84	0,705	0,639	0,383	-0,030	-0,386	-0,688	-0,658	-0,507	-0,148
n_m	0,66	0,034	0,270	0,522	0,740	0,854	0,890	0,830	0,686	0,484

Erläuterung: In der ersten Spalte sind die Variablen angegeben, in der zweiten Spalte die Standardabweichung (SD) der jeweiligen Variablen in Prozent und in den weiteren Spalten die Kreuzkorrelationen der jeweiligen Variable x_{t+i} mit Output $\rho(y_t, x_{t+i})$ für $i \in \{-4, -3, -2, -1, 0, 1, 2, 3, 4\}$. Hierbei bezeichnet y Output, d.h. Bruttoinlandsprodukt minus Wohnungsdienstleistungen, c_m Konsum der privaten Haushalte von Verbrauchsgütern und Dienstleistungen, die sich nicht auf das Wohnen beziehen, x_m Investitionen in Marktkapital, x_h Investitionen in Haushaltskapital, x_w Investitionen in Wohnimmobilien und n_m Arbeitsstunden der Erwerbstätigen. Die Daten sind jeweils preisbereinigt, logarithmiert und HP-gemittelt, für den Zeitraum 1997Q1-2012Q1. Details zu den Daten siehe Anhang D.1.

Tabelle 1.2: Standardabweichungen und Kreuzkorrelationen mit Output für das Vereinigte Königreich

Datenquelle: Office for National Statistics, eigene Berechnung

⁷⁸ Siehe Lucas (1977), Lucas (1975).

⁷⁹ Siehe z. B. Blanchard und Fischer (1989).

⁸⁰ Siehe Greenwood et al. (1995), Barro (1989a).

⁸¹ Siehe Barro (1989b).

2 Das traditionelle RBC-Modell mit Haushaltsproduktion

Das von Greenwood et al. (1995) vorgestellte Modell mit Haushaltsproduktion gilt als Meilenstein der RBC-Forschung. Es dient bis heute als Ausgangspunkt für diverse Modellansätze. Allgemeine Gleichgewichtsmodelle basieren auf der Annahme, dass Individuen ihren erwarteten Nutzen maximieren. Dieser Nutzen wird durch eine Funktion gegeben, welche vom Konsum verschiedener Güter in den verschiedenen Perioden abhängt.⁸² Den Kern der Modelle mit Haushaltsproduktion bildet die Vorstellung, dass Haushalte sowohl Konsumenten als auch Produzenten sind.⁸³ Sie produzieren Güter und Dienstleistungen, indem sie, wie traditionell die Firmen, Kosten minierend Zeit und Güter aufwenden.⁸⁴

2.1 Modellrahmen

Das Modell besteht aus Haushalten, Firmen und einem Staat, welche in einem Wettbewerbsgleichgewicht agieren. Der repräsentative Haushalt hat folgende Präferenzen

$$U = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_{mt}, c_{ht}, n_{mt}, n_{ht}), \quad (3)$$

wobei $\beta \in (0, 1)$ der Diskontierungsfaktor und u die einperiodige Nutzenfunktion ist. Die Argumente von u zum Zeitpunkt t sind Konsum eines am Markt produzierten Guts c_{mt} , Konsum eines zu Hause produzierten Guts c_{ht} , die Anzahl der Arbeitsstunden am Markt n_{mt} und die Anzahl der Arbeitsstunden zu Hause n_{ht} . Die verfügbare Zeit eines Individuums wird auf Eins normiert und es ergibt sich somit für die Freizeit l_t in Periode t der Wert $l_t = 1 - n_{mt} - n_{ht}$. Alle Variablen seien nichtnegativ und die einperiodige Nutzenfunktion u sei stetig differenzierbar und erfülle bzgl. ihrer partiellen Ableitungen $u_1, u_2 > 0$ und $u_3, u_4 < 0$. Greenwood et al. (1995) verwenden als Spezifikation der einperiodigen Nutzenfunktion $u(C_t, l_t) := b \log(C_t) + (1 - b) \log(l_t)$, wobei $C_t := [ac_{mt}^e + (1 - a)c_{ht}^e]^{1/e}$, $l_t := 1 - n_{mt} - n_{ht}$ und $a, b \in (0, 1), e > 1$.

⁸² Siehe z. B. Black (1982).

⁸³ Siehe z. B. Deaton und Muellbauer (1980).

⁸⁴ Siehe z. B. Becker (1965).

Zu jedem Zeitpunkt t hat jedes Individuum drei Möglichkeiten sein Kapital zu verwenden. Es kann ein am Markt produziertes Gut (c_{mt}) kaufen und konsumieren oder es kann Kapital dem Markt (k_{mt}) oder dem Haushalt zur Produktion zur Verfügung stellen (k_{ht}). Es bezeichnen δ_k und δ_h die zeitunabhängigen Abschreibungsraten von Markt- bzw. Haushaltskapital, w_t den Lohn- und r_t den Zinssatz für Marktkapital zum Zeitpunkt t . Dann unterliegt jedes Individuum zum Zeitpunkt t folgender Budgetrestriktion: $c_{mt} + k_{mt+1} + k_{ht+1} = w_t n_{mt} + r_t k_{mt} + (1 - \delta_k)k_{mt} + (1 - \delta_h)k_{ht}$. Die relativen Preise von Konsum und den beiden Kapitalgütern setzen wir gleich eins. Außerdem ist der repräsentative Haushalt einer Beschränkung durch die Haushaltsproduktion unterworfen: $c_{ht} = g(n_{ht}, k_{ht}, z_{ht}) := k_{ht}^\eta (z_{ht} n_{ht})^{1-\eta}$, wobei $\eta \in (0, 1)$ den Kapitalanteil bezeichnet und z_{ht} technologischen Fortschritt repräsentiert. Arbeitszeit zu Hause und Haushaltskapital zusammen mit technologischem Fortschritt ergeben das von den Haushalten produzierte Konsumgut c_{ht} . Zu beachten ist hier die Asymmetrie zwischen Haushalts- und Geschäftssektor, da nur im Markt Kapital produziert werden kann. Das Aggregat von C_t wird also gebildet mittels einer CES-Produktionsfunktion⁸⁵ mit Substitutionselastizität zwischen c_{mt} und c_{ht} von $1/(1 - e)$. Dies impliziert konstante Produktionselastizitäten und eine Skalenelelastizität von 1. Die Cobb-Douglas-Funktion erfüllt alle Inada-Bedingungen und liefert damit immer stabile Wachstumsgleichgewichte.⁸⁶

Es gibt eine repräsentative Firma, deren Technologie konstante Skalenerträge aufweist und durch folgende Cobb-Douglas-Produktionsfunktion beschrieben wird:

$f(n_{mt}, k_{mt}, z_{mt}) = k_{mt}^\theta (z_{mt} n_{mt})^{1-\theta}$, wobei $\theta \in (0, 1)$ einen Parameter des Kapitalanteils bezeichnet und z_{mt} technologischen Fortschritt repräsentiert. Wir nehmen überdies an, dass der Staat in jeder Periode Steuern auf Arbeits- und Kapitaleinkommen in Höhe von τ_n und τ_k erhebt. Diese Einnahmen werden abzüglich des Staatskonsums G_t pauschal an die Haushalte wieder ausgeschüttet (T_t), d. h. $G_t = w_t n_{mt} \tau_n + r_t k_{mt} \tau_k - \tau_k \delta_m k_{mt} - T_t$, wobei $\tau_k \delta_m k_{mt}$ die Erlaubnis zu Abschreibungen von Kapital berücksichtigt. Der Einfachheit halber nehmen wir an, dass zu allen Zeitpunkten t gilt: $G_t = 0$.

⁸⁵ Siehe Arrow et al. (1961).

⁸⁶ Siehe z. B. Barro und Sala-I-Martin (2003).

2.2 Gleichgewicht

Ein ökonomisches System befindet sich auf dem Gleichgewichtswachstumspfad, wenn alle Größen eine konstante Wachstumsrate aufweisen. Falls diese Wachstumsrate Null ist, spricht man auch von einem Gleichgewicht oder einem stationärem Zustand bzw. Steady-State. Für die beiden Produktionsfunktionen bestehe der technologische Fortschritt aus einer gemeinsamen deterministischen Wachstumskomponente (λ) und zwei stochastischen Prozessen $z_{mt} = \lambda^t \tilde{z}_{mt}$ und $z_{ht} = \lambda^t \tilde{z}_{ht}$, wobei gelten soll $\log(\tilde{z}_{mt+1}) = \rho_m \log(\tilde{z}_{mt}) + \epsilon_{mt+1}$ und $\log(\tilde{z}_{ht+1}) = \rho_h \log(\tilde{z}_{ht}) + \epsilon_{ht+1}$. Die Terme ϵ_{mt} und ϵ_{ht} seien über die Zeit unabhängig und identisch verteilt mit Standardabweichungen σ_m bzw. σ_h und Korrelation γ zu jedem Zeitpunkt t . Wir nehmen an, dass für die Koeffizienten der AR(1)-Prozesse $|\rho_m|, |\rho_h| < 1$ gilt, d. h. dass die beiden Prozesse stationär sind.

Der Marktoutput $y_t = f(n_{mt}, k_{mt}, z_{mt})$ wird auf Marktverbrauch c_{mt} , Investitionen x_t und Staatsausgaben G_t verteilt, $y_t = c_{mt} + x_t + G_t$. Investitionen vergrößern den Kapitalstock nach folgendem Bewegungsgesetz für alle Zeitpunkte t : $k_{t+1} = (1 - \delta_m)k_{mt} + (1 - \delta_h)k_{ht} + x_t$. Der aggregierte Kapitalstock k_t kann wiederum in die beiden Komponenten Geschäfts- und Haushaltskapital aufgeteilt werden: $k_t = k_{mt} + k_{ht}$. Es ist zu beachten, dass beide Kapitalarten unterschiedliche Abschreibungsraten aufweisen können. Die Investitionen in beide Kapitalgüter werden als Residuen definiert: $x_{mt} := k_{mt+1} - (1 - \delta_m)k_{mt}$ und $x_{ht} := k_{ht+1} - (1 - \delta_h)k_{ht}$.

Wir definieren ein Wettbewerbsgleichgewicht in der üblichen Weise. Die repräsentative Firma löst eine Folge von statischen Problemen zu jedem Zeitpunkt t . Sie maximiert den momentanen Profit Π_t , wobei sie w_t , r_t und z_{mt} als gegeben nimmt:

$$\max_{n_{mt}, k_{mt}} \Pi_t := f(n_{mt}, k_{mt}, z_{mt}) - w_t n_{mt} - r_t k_{mt}. \quad (4)$$

Der repräsentative Haushalt maximiert den Erwartungswert der kumulierten Nutzenfunktion $E_0 U$ (3) unter der Nebenbedingung (u.d.N.) einer Budgetrestriktion, welche die Steuern berücksichtigt:

$$\max_{c_{mt}, c_{ht}, n_{mt}, n_{ht}, x_{mt}, x_{ht}, k_{mt}, k_{ht}} E_0 U \quad (5)$$

$$\text{u.d.N. } c_{mt} + x_{mt} + x_{ht} = w_t(1 - \tau_n)n_{mt} + r_t(1 - \tau_k)k_{mt} + \tau_k\delta_mk_{mt} + T_t \quad (6)$$

$$c_{ht} = g(n_{ht}, k_{ht}, z_{ht}) := k_{ht}^\eta (z_{ht}n_{ht})^{1-\eta}, \quad (7)$$

wobei die stochastischen Prozesse für $\{w_t, r_t, T_t, z_{mt}, z_{ht}\}$ als gegeben genommen werden.

Definition: Seien die stochastischen Prozesse für die exogenen Variablen (Technologieschocks) und Startkapital gegeben. Dann ist ein Gleichgewicht eine Menge von stochastischen Prozessen für Preise und Transferzahlungen $\{w_t, r_t, T_t\}$ und Größen $\{c_{mt}, c_{ht}, n_{mt}, n_{ht}, k_{mt}, k_{ht}\}$ so, dass sowohl das Maximierungsproblem der repräsentativen Firma als auch das Problem des repräsentativen Haushalts gelöst wird.

3 Modell mit komplementärem Haushalts- und Geschäftskapital

In seinem Artikel „Why Does Household Investment Lead Business Investment Over The Business Cycle?“ widmet sich Jonas D.M. Fisher (Fisher, 2007) dem Problem, dass die RBC-Theorie bis jetzt nicht abbilden kann, dass Haushaltsinvestitionen ein Frühindikator für Geschäftsinvestitionen ist. Das erweiterte Modell mit Haushaltsproduktion von Fisher (2007) besteht wieder aus Haushalten, Firmen und einem Staat, welche in einem Wettbewerbsgleichgewicht agieren. Das Besondere an diesem Modell ist die Komplementarität von Haushalts- und Geschäftskapital. Diese tritt in dem Modell auf, da die Arbeitsproduktivität positiv mit dem Bestand an Haushaltskapital verknüpft ist.⁸⁷

3.1 Haushalte

Der repräsentative Haushalt hat Präferenzen für ein Konsumgut, welches er am Markt kauft c_{mt} , für ein Konsumgut, welches zu Hause produziert wird c_{ht} , für Stunden, welche er zu Hause arbeitet n_{ht} und für Stunden, die er am Markt arbeitet n_{mt} . Diese Präferenzen sind durch folgenden erwarteten Nutzen zum Zeitpunkt $t = 0$ gegeben

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\ln c_{mt} + \psi \ln c_{ht} + \eta \ln (1 - n_{mt} - n_{ht})], \quad (8)$$

⁸⁷ Zum Einfluss von Haushaltskapital auf die Produktivität insbesondere für Deutschland und das Vereinigte Königreich siehe Kapitel II.

wobei für die Parameter gilt $\eta, \psi > 0$.⁸⁸ In vielen DSGE-Modellen wird eine Nutzenfunktion verwendet, die nicht vom Zustand abhängt⁸⁹, wobei anzumerken ist, dass dies eine einschränkende Annahme darstellt.⁹⁰

Die Hypothese der Komplementarität von Haushaltskapital⁹¹ wird modelliert, indem wir annehmen, dass die Haushalte dem Arbeitsmarkt sogenannte effektive Stunden \tilde{n}_{mt} anbieten, welche u. a. durch die Höhe des Haushaltskapitals beschränkt werden:

$$\tilde{n}_{mt} \leq h_{nt}^\mu (z_t n_{mt})^{1-\mu}. \quad (9)$$

Hier bezeichnet z_t das exogene, stochastische und trendstationäre Niveau der neutralen Technologie, h_{nt} den Bestand an Haushaltskapital, der verwendet wird, um effektive Stunden zu produzieren, welche am Arbeitsmarkt angeboten werden und es gilt $0 \leq \mu \leq 1$. Zu jedem Zeitpunkt t unterliegt der Haushalt folgender Budgetrestriktion:

$$c_{mt} + p_{mt}x_{mt} + p_{ht}x_{ht} \leq (1 - \tau_k)r_t k_t + (1 - \tau_n)w_t \tilde{n}_{mt} + \delta_k \tau_k k_t + \zeta_t. \quad (10)$$

Hier bezeichnen p_{mt} und x_{mt} den Preis und die Höhe der Investitionen des Haushalts in Geschäftskapital, p_{ht} und x_{ht} den Preis und die Höhe seiner Investitionen in Haushaltskapital. k_t ist der Bestand des Haushalts an Geschäftskapital und r_t die Höhe der Zinsen für dieses Kapital und w_t der Lohnsatz für die effektiven Stunden. Investitionen in Haushaltskapital sind nur durch am Markt verdientes Kapital möglich. Geschäftskapital und effektive Stunden am Markt werden mit den festen⁹² Raten τ_k bzw. τ_n besteuert.⁹³ Es gibt analog zum deutschen Recht eine Erlaubnis die Kapitalsteuer abzuschreiben, was der Term $\delta_k \tau_k k_t$ ausdrückt, wobei $0 < \delta_k < 1$ die Abschreibungsrate auf Geschäftskapital bezeichnet. Weil Haushaltskapital zu den effektiven Arbeitsstunden am Markt beiträgt,

⁸⁸ Zur Begründung der Wahl einer CES-Funktion mit Substitutionselastizität 1 siehe Kydland (1993) und Fisher (2001).

⁸⁹ Siehe z. B. Black (1982).

⁹⁰ Siehe z. B. Diamond (1967).

⁹¹ Schon Greenwood und Hercowitz (1991) weisen auf das Problem der Höhe der Substitutionsrate zwischen Haushalts- und Marktkapital hin. In Verbindung mit Besteuerung des Marktes würde eine perfekte Substitution zu einer Verminderung des Marktkapitals auf Null führen.

⁹² Davis und Heathcote (2005) weisen darauf hin, dass die Einführung von stochastischen Steuersätzen keine großen quantitativen Auswirkungen gezeigt hat.

⁹³ Greenwood et al. (2000) merken an, dass die Besteuerung von Einkommen einen signifikanten Effekt auf Investitionen im Modellgleichgewicht hat.

wird es implizit auch durch die Steuern auf Arbeit besteuert. In Deutschland ist die Lohnsteuer nicht konstant, sondern steigt mit der Höhe des zu versteuernden Einkommens. Da im Allgemeinen Haushaltsproduktion insofern bevorteilt ist, weil sie eben nicht besteuert wird, betonen McGrattan et al. (1997) die Notwendigkeit, sowohl Steuern als auch Haushaltsproduktion in ein Modell zu integrieren. Leuthold (1981) erwähnt aber auch, dass die Möglichkeit Steuern zu mindern, z. B. durch Subventionen für Kinderbetreuung, in Wahrheit das Gleiche wie Besteuerung der Haushaltsproduktion darstellt. Schließlich bezeichnet ζ_t eine pauschale Transferzahlung vom Staat.

Projekte mit Haushaltskapital werden von einer Periode zur nächsten fertig gestellt, so dass der Bestand an Haushaltskapital h_t wie folgt akkumuliert wird:

$$h_{t+1} = (1 - \delta_h)h_t + x_{ht}, \quad (11)$$

wobei $0 < \delta_h < 1$ die Abschreibungsrate auf Haushaltskapital bezeichnet. Haushaltskapital ist nicht nur Input für effektive Arbeitsstunden sondern auch für die Produktion von Haushaltsgütern. Genauer

$$c_{ht} \leq h_{ct}^\phi (z_t n_{ht})^{1-\phi}, \quad (12)$$

wobei $0 < \phi < 1$ und h_{ct} die Menge an Haushaltskapital ist, welche verwendet wird, um zu Hause Konsumgüter zu produzieren. Hierbei muss beachtet werden, dass konstante Skalenerträge vorliegen, jedoch keine gekoppelte Produktion. Ansonsten würden die Preise der Güter von den Präferenzen der Haushalte abhängen.⁹⁴ Greenwood und Hercowitz (1991) stellen fest, dass es aufgrund der asymmetrischen Rollen der Kapitalstöcke sinnvoll ist, die Annahme einer Substitutionselastizität von 1 bei der Haushaltsproduktion aufzugeben, um das Verhalten der beobachteten Investitionsströme besser abbilden zu können. Somit verwenden wir für die Haushaltsproduktion folgende Form

$$c_h = [\phi h_c^s + (1 - \phi)(z n_h)^s]^{\frac{1}{s}}$$

mit $s \leq 1$.

⁹⁴ Siehe Pollak und Wachter (1975).

Schließlich unterliegt die Verwendung von Haushaltskapital in jeder Periode t der Verfügbarkeit:

$$h_{nt} + h_{ct} \leq h_t. \quad (13)$$

Geschäftskapital wird gemäß der von Kydland und Prescott (1982) eingeführten Technologie akkumuliert. Insbesondere benötigen Kapitalprojekte einen Investitionsfluss, der J Perioden dauert, bis sie abgeschlossen sind. Die Berücksichtigung dieser Zeitspanne wird als Time-to-build bezeichnet. Gomme et al. (2001) finden heraus, dass durch die Time-to-build-Technologie zwei große Probleme der Modelle mit Haushaltsproduktion gelöst werden. Zum einen die positive simultane Korrelation zwischen Geschäfts- und Haushaltsinvestitionen und zum anderen die Tatsache, dass Haushaltsinvestitionen ein Frühindikator für Geschäftsinvestitionen sind. Außerdem erklären sie, dass Time-to-build die Kosten für eine schnelle Erhöhung des Marktkapitals immens steigert, während die Kosten für eine langfristige Erhöhung des Marktkapitals gesenkt werden. Diese Effekte bewirken eine gleichgerichtete Bewegung von Markt- und Haushaltsinvestitionen. Sei nun s_{jt} die Höhe des investierten Kapitals in Projekte, welche zum Zeitpunkt t noch j Perioden bis zur Fertigstellung benötigen und sei ω_j der Anteil des Investitionsflusses in ein Projekt, j Perioden vor der Fertigstellung.⁹⁵ Es gelte somit $\sum_{t=1}^J \omega_t = 1$. Dann betragen die gesamten Investitionen in Geschäftskapital zum Zeitpunkt t

$$x_{mt} = \sum_{j=1}^J \omega_j s_{jt}, \quad (14)$$

und laufende Projekte entwickeln sich natürlicherweise laut

$$s_{jt+1} = s_{j+1t}, \quad j = 1, 2, \dots, J - 1. \quad (15)$$

Folglich akkumuliert Geschäftskapital gemäß

$$k_{t+1} = (1 - \delta_k)k_t + s_{1t}. \quad (16)$$

⁹⁵ Es gibt somit $J + 1$ Arten von Kapital, nämlich Bestände y_t , produktives Kapital k_t und die $J - 1$ Kapitalstöcke, die $j \in \{1, \dots, J - 1\}$ Perioden von der Fertigstellung entfernt sind.

Es gilt demnach $s_{1t} = 0$ für $t < 3$ und somit stellt $s_{j,t}$ eine Kontrollvariable für Periode t dar.

Gemäß Ungleichung (9) hängt die Anzahl an effektiven Marktstunden \tilde{n}_{mt} vom Niveau der neutralen Technologie z_t ab. Diese Technologie wächst gemäß der Wachstumskonstanten $\gamma_z \geq 1$ und unterliegt exogenen Störungen:

$$z_t = \gamma_z^t \exp(\theta_t), \quad \theta_t = \rho\theta_{t-1} + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim iid(0, \sigma^2).$$

θ_t ist autoregressiv der Ordnung 1, ρ ein Parameter nahe dem Wert 1 und ϵ_t sind unabhängig und normalverteilt mit Erwartungswert 1 und Standardabweichung σ . Das Problem des repräsentativen Haushalts ist es, (8) unter den Bedingungen (9)-(13) durch die Wahl von $c_{mt}, c_{ht}, h_{t+1}, k_{t+1}, s_{1t+1}, s_{2t+1}, \dots, s_{J-1t+1}, s_{Jt+1}, h_{nt}, h_{ct}, n_{mt}$ und n_{ht} zu maximieren. Überdies gelten die standardmäßigen Nichtnegativitätsbeschränkungen insbesondere für k_0 und h_{n0}, h_{c0} .

3.2 Firmen

Die repräsentative Firma produziert Konsum- und Investitionsgüter (C_{mt}, X_{mt}, X_{ht}) mittels aggregiertem Kapital K_t und aggregierten effektiven Arbeitsstunden \tilde{N}_{mt} , um ihren Profit

$$C_{mt} + p_{mt}X_{mt} + p_{ht}X_{ht} - r_tK_t - w_t,$$

unter der Bedingung

$$C_{mt} + \frac{X_{mt}}{(1+g_m)^t} + \frac{X_{ht}}{(1+g_h)^t} \leq K_t^\alpha \tilde{N}_{mt}^{1-\alpha} = Y_t, \quad (17)$$

zu maximieren, wobei Y_t der Marktoutput in Einheiten des Konsums ist. Die Parameter $g_m, g_h \geq 0$ entsprechen jeweils der Wachstumsrate, mit der technischer Wandel spezifisch für Geschäfts- bzw. Haushaltsinvestitionen auftritt und es gilt $\gamma_m^t := (1+g_m)^t$, $\gamma_h^t := (1+g_h)^t$.⁹⁶ Technischer Fortschritt, der spezifisch für Investitionen modelliert wird,⁹⁷ macht Kapital produktiver oder billiger, was die reale Rendite der Investitio-

⁹⁶ Siehe z. B. Baxter (1996).

⁹⁷ Zur Modellierung siehe z. B. Greenwood et al. (2000).

nen erhöht.⁹⁸ Im Wettbewerbsgleichgewicht sind die Preise der Investitionsgüter gegeben durch $p_{mt} = \frac{1}{(1+g_m)^t}$, $p_{ht} = \frac{1}{(1+g_h)^t}$ und die nominalen Verhältnisse von Konsum bzw. der beiden Arten von Investitionen zum Output sind stationäre Zufallsvariablen. In vielen Artikeln wird darauf hingewiesen, dass der gleichgewichtige Wachstumspfad nur für eine Harrod-neutrale Form der Produktionsfunktion, also z. B. Cobb-Douglas, erreicht wird.⁹⁹

3.3 Staat

In das Modell wird ein Staat aufgenommen, um konsistent mit der Literatur zu sein. Seine einzige Funktion hier ist, Steuern zu erheben und diese pauschal wieder an die Haushalte zu transferieren:

$$\tilde{\zeta}_t = \tau_k r_t K_t + \tau_n w_t \tilde{N}_{mt} - \delta_k \tau_k K_t.$$

3.4 Gleichgewicht

Das Modell wird nun so transformiert, dass die Variablen im Gleichgewicht konstant sind, anstatt mit der gleichen Rate zu wachsen. Details dazu siehe Anhang C.1. Prescott und Mehra (1980) zeigen, dass unter gewissen Bedingungen das rekursive Wettbewerbsgleichgewicht auch Pareto-optimal ist. Wegen der im Modell eingeführten Steuern sind Gleichgewichtsallokationen im Allgemeinen nicht Pareto-optimal,¹⁰⁰ weshalb direkt mit dem Gleichgewicht gearbeitet wird. Die nötigen Berechnungen sind komplett in der Software Dynare¹⁰¹ integriert.

Definition: Ein stationäres Wettbewerbsgleichgewicht wird definiert durch die Menge von Kontrollvariablen $d(\epsilon_t)$, die Faktorpreisgleichungen, die Politik der symmetrischen Transferzahlungen, die Anfangsbedingungen, die Wertfunktion V , welche die Maximierung des Haushalts

$$V(d(\epsilon_t)) = \max_{d(\epsilon_t)} \{ \ln c_m + \psi \ln c_h + \eta \ln (1 - n_m - n_h) + \beta V(d'(\epsilon_{t+1})) \} \quad (18)$$

⁹⁸ Siehe z. B. Rebelo (2005).

⁹⁹ Siehe z. B. Einarsson und Marquis (1997).

¹⁰⁰ Siehe z. B. McGrattan (1994).

¹⁰¹ Siehe Anhang E.

erfüllt, und die Gleichgewichtsbedingungen auf dem Güter- und Arbeitsmarkt, die die aggregierten Konsistenzbedingungen sicherstellen.¹⁰²

4 Empirische Analyse des Modells für Deutschland

Nachdem im vorangehenden Abschnitt für das Modell darstellende Gleichungen formuliert wurden, die von diversen Parametern abhängen, ist der nächste Schritt die Kalibrierung. Zunächst werden die verwendeten Daten beschrieben, die insbesondere der Festsetzung von gewissen Kalibrierungszielen dienen. Anschließend werden den Parametern, basierend auf diesen Kalibrierungszielen, passende Werte zugewiesen. Davon ausgehend werden einige Modellvarianten untersucht.

4.1 Daten

Prescott (1986) hat schon vor über dreißig Jahren bemängelt, dass die Daten nicht konform zur Theorie gemessen werden, was die Überprüfung der Modelle schwierig mache. Auch Kydland (1993) musste knapp zehn Jahre später noch feststellen, dass die Datenlage zur Haushaltsproduktion schlecht ist. Kaum besser verhält es sich im Jahr 2013 für Deutschland, wo bisher lediglich zwei Zeitbudgeterhebungen jeweils für die Berichtsjahre 1992 und 2001 vorliegen. Laut Schäfer (2004) ist es sogar praktisch unmöglich auch nur jährliche Daten zur Haushaltsproduktion zu erheben. Zudem weist Schäfer darauf hin, dass die Zeitbudgeterhebung 2001/2002 keine nennenswerten Schwankungen für die Quartale aufweist. Er stellt jedoch auch fest, dass sich das Studium der Haushalts-Satellitensysteme noch in einem „experimentellen Stadium“¹⁰³ befindet.

Nach Ironmonger (2000) gibt es drei Methoden, um der Zeit, die in der Haushaltsproduktion verwendet wird, einen Wert zuzuweisen. Erstens gibt es die Methode der Opportunitätskosten, welche den Lohn misst, der in der gleichen Zeit am Markt erzielt werden könnte. Nachteil sind unterschiedliche Ergebnisse je nach Marktlohn des Haushaltsmitglieds. Zweitens können die Kosten an dem Lohn gemessen werden, den Spezialisten (z. B. Reinigungspersonal, Küchenhilfe) für eine Tätigkeit bekommen würden. Kritik hierbei ist, dass Spezialisten die Aufgaben effektiver und schneller als norma-

¹⁰²Siehe Einarsson und Marquis (1997).

¹⁰³Schäfer (2004)

le Haushaltsmitglieder erfüllen. Schließlich wird noch die Möglichkeit verwendet, den Kostensatz eines Generalisten, also eines Hausmeisters o. ä., anzusetzen. Dies wird als passendste Vorgehensweise betrachtet, da die Arbeitsbedingungen und die Vielfalt der Aufgaben eher denen eines Haushaltsmitglieds entsprechen.

Blankenau und Kose (2007) weisen darauf hin, dass keine Zeitreihendaten für Haushaltsproduktion vorhanden sind. Um dieses Problem zu beheben, werden meist vereinfachende Annahmen verwendet, um die Schocks auf die Haushaltsproduktivität in parametrisierten DSGE-Modellen zu identifizieren.¹⁰⁴ Üblicherweise werden die Modelle anschließend gelöst und simuliert, um künstliche Daten in Bezug auf Markt- und Haushaltsproduktion zu erzeugen. Für die Zeitreihen, die sich auf den Markt beziehen, kann dann bestimmt werden, ob die Momente der künstlichen Daten mit denen der beobachteten Daten konsistent sind. Für den Haushaltssektor sind keine Daten beobachtbar, um eine ähnliche Berechnung durchzuführen. Daher werden die Momente für die Haushaltsvariablen angegeben und interpretiert, ohne jedoch beurteilen zu können, in welchem Maß das Modell Daten zur Haushaltsproduktion erzeugt, die konsistent mit der Realität sind.

Für ihr Modell benötigen Blankenau und Kose (2007) saisonbereinigte Quartalsdaten von Konsum, Investitionen und Nettoexporten, die ungefiltert zum Einsatz kommen. Die Autorin verwendet für die Modellrechnung HP-gefilterte Daten. Der HP-Filter bietet einige Vorteile.¹⁰⁵ Zuerst einmal kann der Filter ganz mechanisch angewendet werden, ohne dass eine subjektive Beurteilung der Daten notwendig ist. Außerdem kann ein Trend herausgefiltert werden, der integriert bis zur Ordnung vier ist. Schließlich kommt die HP-gefilterte Datenreihe dem sehr nahe, was Ökonomen als Konjunkturschwankungen beschrieben haben. Das HP-Filtern von Daten birgt jedoch auch Probleme. Der mit dem HP-Filter generierte Trend neigt dazu an den Randpunkten der Zeitreihe unpräzise geschätzt zu sein. Zudem gibt es keinen objektiv korrekten Parameterwert für λ und der HP-Filter kann auch keine Strukturbrüche berücksichtigen. Insbesondere ist der HP-

¹⁰⁴Ingram et al. (1997) z. B. gehen anders vor, um das Problem der unbeobachtbaren Daten zu lösen. Sie verwenden sozusagen die Theorie, um die Daten zu messen. Genauer gesagt verwenden sie die Eulergleichungen, um eine Abbildung von beobachtbaren Marktdaten auf unbeobachtbare Daten des Haushaltssektors zu berechnen.

¹⁰⁵Siehe Brandner und Neusser (1992).

Filter nur für eine gewisse Klasse von Modellen optimal.¹⁰⁶ Details zu den verwendeten Daten siehe Anhang D.

4.2 Kalibrierung

Voraussetzung für die Kalibrierung eines Gleichgewichtsmodells sind Basisdaten, die mit den Anforderungen an die Existenz eines allgemeinen ökonomischen Gleichgewichts übereinstimmen. Deshalb gehört die Erstellung eines mikroökonomisch konsistenten Datensatzes zu den wichtigsten und arbeitsintensivsten Aspekten bei der Umsetzung des Modells. Auf Basis der im vorherigen Abschnitt beschriebenen Daten wird nun die Kalibrierung unseres parametrisierten Modells durchgeführt, die sich in zwei Schritte gliedert.¹⁰⁷ Es werden Kalibrierungsziele aufgestellt und den Modellparametern auf Grund stilisierter Fakten bzw. Panelstudien individueller Haushalte zur Zeitverwendung Werte zugewiesen.¹⁰⁸ Die Parameter werden ergo so gewählt, dass das Modell die langfristigen Wachstumseigenschaften der tatsächlichen Ökonomie abbildet.¹⁰⁹ Wir betrachten vier unterschiedliche Spezifikationen, jeweils mit oder ohne „Time-to-build“ (d. h. $J = 4, w_1 = \dots = w_4 = 0,5$ oder $J = 1, w_1 = 1$)¹¹⁰ und mit oder ohne Haushaltsproduktion (d. h. $\mu \neq 0$ oder $\mu = 0$). Bei der Annahme von Time-to-build wird der von Edge (2000) dokumentierten Tatsache Rechnung getragen, dass die Fertigstellung von Projekten mit Geschäftskapital im Allgemeinen länger dauert als bei Projekten mit Haushaltskapital.¹¹¹ In Abhängigkeit davon werden die übrigen Parameter bestimmt. Es sind Werte für folgende Parameter zu bestimmen: Präferenzen (β, ψ, η), Haushaltsproduktion (ϕ, δ_h), Marktproduktion ($\alpha, \delta_k, J, \omega_i$ für $i = 1, 2, \dots, J$), Produktivitätswachstum ($\gamma_z, \gamma_h, \gamma_m, \rho, \sigma$), Steuern (τ_h, τ_n) und der Anteil von Haushaltskapital an den effektiven Marktstunden (μ).

¹⁰⁶Siehe King und Rebelo (1993).

¹⁰⁷Siehe z. B. Cooley und Prescott (1995).

¹⁰⁸McCallum (1989) weist darauf hin, dass dabei die Modellparameter nicht so bestimmt werden, dass die beste Anpassung des Modells an die Daten erreicht wird.

¹⁰⁹Siehe z. B. Cooley und Prescott (1995).

¹¹⁰Der Fall $J = 4$ (d. h. Time-to-build von 4 Quartalen) wird auch von Kydland und Prescott (1982) und Gomme et al. (2001) betrachtet. Zhou (2000) schlägt eine möglicherweise realistischere abnehmende Gewichtung mit $J = 6, w_1 = \dots = w_4 = 0,2$ und $w_5 = w_6 = 0,10$ vor. Diese Spezifikation wird in der vorliegenden Arbeit jedoch nicht untersucht.

¹¹¹Dies ist weitgehend konsistent mit den Evidenzen von Koeva (2000).

Der Diskontierungsfaktor β wird so gewählt, dass der durchschnittliche jährliche Realzins 2,5 %¹¹² beträgt. Es folgt, dass für die Quartalsdaten gelten muss $\beta = 0,9938$. Laut Daten des Statistical Office of the European Communities (Eurostat) ergibt sich für den Zeitraum 1995-2009 ein implizierter Steuersatz für Arbeit von $\tau_n = 0,397$ und als implizierter Steuersatz für Kapital ein durchschnittlicher Wert von 0,233. Dieser Wert ist deutlich niedriger als der von Fisher (2007) für die USA verwendete von 0,7, jedoch bestätigt auch Joines (1981), dass die effektiven Steuern auf Kapital in den USA im Vergleich zu Deutschland (und anderen großen europäischen Staaten) deutlich höher sind. In einer Studie der OECD, Organisation for Economic Co-Operation and Development (2001), wird die Berechnung der impliziten Steuersätze kritisch hinterfragt. Grundsätzlich ist die Schätzung von effektiven Steuersätzen ein schwieriges Unterfangen, das je nach verwendeter Methode und gewähltem Vorgehen recht unterschiedliche Ergebnisse liefern kann.¹¹³ Die Autorin entscheidet für den Modellparameter einen Kalibrierungswert von $\tau_k = 0,3$ zu verwenden. Sowohl die Steuer- und Abgabenschere für Arbeit, also auch die marginale Steuer- und Abgabenschere sind in Deutschland größer als in den USA.¹¹⁴ Dies erzeugt einen größeren Anreiz in Deutschland nicht am offiziellen Arbeitsmarkt tätig zu werden. Dies zeigt sich auch darin, dass die USA im Vergleich zu den anderen OECD-Ländern die kleinste Schattenwirtschaft haben.¹¹⁵

Der Persistenzparameter für den Technologieschock wird in Übereinstimmung mit der Literatur auf $\rho = 0,95$ gesetzt.¹¹⁶ Für die Innovation des Technologieschocks der Produktionsfunktion $(z_t^{1-\alpha})^{1-\mu} = \exp(\theta_t)^{(1-\alpha)(1-\mu)}$, nämlich $\exp(\varepsilon_t)^{(1-\alpha)(1-\mu)}$, wird eine Standardabweichung vom Wert 0,007 als Kalibrierungsziel festgelegt, d. h. $(1-\alpha)(1-\mu)\sigma = 0,007$.¹¹⁷ Dieser Wert wird in der Literatur meist für Untersuchungen für die USA verwendet.¹¹⁸ Die Werte für die Wachstumsfaktoren der investitionsspezifischen Technolo-

¹¹²Dieser Wert wird in Anlehnung an Daten der Deutschen Bundesbank und des Statistischen Bundesamts gewählt. Details dazu siehe Anhang D.2.3.1.

¹¹³Siehe z. B. Mendoza et al. (1994).

¹¹⁴Siehe Busato und Chiarini (2004).

¹¹⁵Siehe Busato und Chiarini (2004).

¹¹⁶Siehe Fisher (2007).

¹¹⁷Die Standardabweichung von $\exp(\varepsilon_t)^{(1-\alpha)(1-\mu)}$ wird bei $\varepsilon_t = 0$ linear approximiert durch $\frac{d}{d\varepsilon_t} \left(\exp(\varepsilon_t)^{(1-\alpha)(1-\mu)} \cdot \sigma \right) (0) = (1-\alpha)(1-\mu) \exp(0)^{(1-\alpha)(1-\mu)} \cdot \sigma = (1-\alpha)(1-\mu)\sigma$. Details dazu siehe z.B. Trampisch und Windeler (2000).

¹¹⁸Siehe z. B. Hansen (1985), wo ein Wert von 0,00712 gewählt wird.

gien γ_m und γ_h werden nach der Vorgehensweise in Fisher (2007) bzw. Fisher (1997) und Greenwood et al. (1997) so bestimmt, dass die durchschnittlichen negativen Wachstumsraten der realen Preise der Investitionsgüter widergespiegelt werden. Genauer gesagt, es wird ein Deflator für Haushalts- bzw. Geschäftsinvestitionen ermittelt und dieser durch den zugehörigen Konsumdeflator dividiert.¹¹⁹ Es ergeben sich die Werte $\gamma_m = 1,0047$ und $\gamma_h = 1,0023$, was im Vergleich zu den USA ein stärkeres Technologiewachstum im Marktsektor und ein geringeres im Haushaltssektor bedeutet.¹²⁰

Wie in Fisher (2007) werden die übrigen Parameter $\psi, \eta, \phi, \delta_h, \alpha, \delta_k$ und γ_z in Abhängigkeit der bereits bestimmten Parameter so gewählt, dass sie folgende sieben Kalibrierungsziele erfüllen. Zum einen die durchschnittliche Anzahl an Arbeitsstunden am Markt n_m bzw. zu Hause n_h , weiter das nominale Verhältnis von Marktkapital bzw. Haushaltskapital zu Output k/y bzw. h/y und das nominale Verhältnis von Investitionen in Markt- bzw. Haushaltskapital zu Output x_m/y bzw. x_h/y und schließlich den Wachstumsfaktor des realen Pro-Kopf-Konsums ohne Wohndienstleistungen $g = \gamma_{c_m}$.

Für die durchschnittliche Anzahl an Arbeitsstunden am Markt bzw. zu Hause gibt es vom Statistischen Bundesamt keine Daten auf Haushaltsebene. Daher verwendet die Autorin aus der Zeitbudgeterhebung 2001/02 des Statistischen Bundesamts¹²¹ Werte für zusammenlebende Mütter/Väter.¹²² Es ergeben sich die Werte $n_m = 0,32$ und $n_h = 0,26$.¹²³ Der jährliche Wachstumsfaktor des realen Pro-Kopf-Konsums ohne Wohndienstleistungen liegt für Deutschland von 1991 bis 2008¹²⁴ im Mittel bei 1,0272. Somit ergibt sich als Kalibrierungsziel $g = 1,0067$. Hieraus wird in Verbindung mit den Gleichungen des Steady-State jeweils das Verhältnis von Haushalts- bzw. Geschäftskapital zu Output berechnet. Es ergeben sich durchschnittliche Verhältnisse von Marktkapital zu Output von 2,27 und Haushaltskapital zu Output von 2,78. Als Verhältnis für Bruttoinvestitionen

¹¹⁹Details dazu siehe Anhang D.2.2.

¹²⁰Siehe Fisher (2007).

¹²¹Siehe Statistisches Bundesamt (2006f).

¹²²Die Daten aus Tabelle 2 in Stahmer (2001), basierend auf der Zeitbudgeterhebung 1991/92, liefern für die Zeitverwendung 1990 der Bevölkerung ab 12 Jahren sehr niedrige Werte $n_m = 0,095$ und $n_h = 0,17$. Für die Erwerbstätigen ergibt sich $n_m = 0,185$ und $n_h = 0,128$.

¹²³Siehe Anhang D.2.1.

¹²⁴Ausreichend fein gegliederte Daten für die Konsumausgaben der Haushalte, die sich in Ge- und Verbrauchsgüter, in allgemeine Dienstleistungen und Dienstleistungen bzgl. Wohnen einteilen lassen, lagen zum Zeitpunkt der Kalibrierung lediglich bis einschließlich 2008 vor. Die mittlerweile zusätzlich vorliegenden Daten für die Jahre 2009 und 2010 haben voraussichtlich keinen größeren Einfluss auf die berechneten Werte.

(ohne Staatsinvestitionen) in Anlagevermögen ohne Wohnbauten zu Output ergibt sich ein Mittelwert von 0,133. Als Verhältnis für Investitionen in Haushaltskapital zu Output ergibt sich dann im Mittel 0,383.

Aus den Gleichgewichtsbedingungen des Modells¹²⁵ ergeben sich die Werte $\delta_h = 0,129$ und $\delta_k = 0,047$ bzw. $\delta_k = 0,046$ für $J = 1$ bzw. $J = 4$. Weiterhin erhalten wir mit den notwendigen Bedingungen erster Ordnung¹²⁶ für $J = 1$ bzw. $J = 4$ für die Kapitalintensität $\alpha = 0,165$ bzw. $\alpha = 0,168$. Dies ist im Vergleich zu dem Wert, den Fisher für die USA erhält (0,28) ein sehr niedriger Wert. Es zeigt sich, dass in Deutschland die partielle Elastizität von Kapital in der Marktproduktion deutlich geringer ist als in den USA.

Um den Parameter μ , also die Elastizität der effektiven Arbeitsstunden bzgl. Haushaltskapital, zu bestimmen, soll analog zum Vorgehen in Fisher (2007) der Abstand zwischen den Kreuzkorrelationen zwischen x_m und x_h des Modells und die zugehörigen empirisch geschätzten Werten minimiert werden. Zur Bestimmung des Abstands wird eine Metrik definiert. Jede symmetrische und positiv definite Matrix V definiert durch $\langle x, y \rangle_V := x'Vy$ ein Skalarprodukt und durch $d(x, y) := \sqrt{\langle x - y, x - y \rangle_V}$ eine Metrik. Wir verwenden für V die Diagonalmatrix mit den Stichprobenvarianzen der geschätzten Kreuzkorrelationen auf der Diagonalen. Somit wird eine Korrelation umso stärker minimiert, je größer ihre Varianz ist.

Sei $\Psi(\mu)$ die Abbildung von μ auf die Korrelationen des Modells zwischen $x_{h,t+j}$ und x_{mt} für $j = -2, -1, 0, 1, 2$ und sei $\hat{\Psi}$ der Spaltenvektor, welcher die zugehörigen empirischen Schätzwerte enthält. Definiere den Wert $\hat{\mu}$, der den Abstand

$$\mathcal{L}(\mu) := d(\Psi(\mu), \hat{\Psi})$$

minimiert¹²⁷, d. h.

$$\hat{\mu} := \underset{\mu}{\operatorname{argmax}} \mathcal{L}(\mu).$$

¹²⁵Siehe Gleichungen 20 und 19 in Anhang C.2.

¹²⁶Siehe Anhang C.4.

¹²⁷Zu diesem Vorgehen siehe Christiano et al. (2005).

Es ergibt sich für die Spezifikation mit Komplementarität sowohl für $J = 1$ als auch für $J = 4$ als Lösung $\hat{\mu} \rightarrow 0$. Bezugnehmend auf Fisher (2007) verwendet die Autorin daher einen Wert für μ von 0,19. Leider sind der Autorin keine Studien für Deutschland bekannt, die diese Wahl be- oder entkräften. Eine Bayessche Schätzung¹²⁸ von μ mittels Dynare¹²⁹ liefert einen a-posteriori Wert von 0,05. Für die übrigen Parameter ergeben sich aus den Gleichungen für das Gleichgewicht¹³⁰ die Werte wie in Tabelle 4.1 dargestellt.

	$\mu = 0$		$\mu = 0,19$	
	$J = 1$	$J = 4$	$J = 1$	$J = 4$
γ_z	1,005	1,006	1,005	1,005
ϕ	0,394	0,395	0,379	0,380
η	1,673	1,666	1,355	1,350
ψ	2,102	2,097	1,663	1,660

Tabelle 4.1: Kalibrierte Werte der übrigen Parameter (in Abhängigkeit von J und μ)
Datenquelle: siehe Anhang D.2, eigene Berechnungen

Es wird hier ersichtlich, dass ψ , η und ϕ jeweils für die Modelle mit Komplementarität niedrigere Werte annehmen. Außerdem können wir feststellen, dass sowohl der Wert für η als auch der für ψ für Deutschland bedeutend höher ist als für die USA, was zeigt, dass in Deutschland der Freizeit im Vergleich zu Konsum ein höherer Wert beigemessen wird und auch dem Haushaltskonsum im Vergleich ein höherer Wert als Marktverbrauch. Dies liegt vermutlich in der unterschiedlichen Mentalität und Geschichte der beiden Nationen begründet.

4.3 Modell mit Technologieschock

4.3.1 Simulation und Statistiken

Zur weiteren Untersuchung der Modellvarianten werden wir die mit Hilfe der Software-Plattform Dynare¹³¹ basierend auf Simulationen berechneten Statistiken mit denen der

¹²⁸Mehr zur Bayesschen Schätzung mit Dynare siehe Abschnitt 4.4.

¹²⁹Siehe Anhang E.1.

¹³⁰Siehe Anhang C.2.

¹³¹Siehe Anhang E. In Abschnitt E.2 sind zudem die zugehörigen mod-Dateien angegeben.

realen Daten vergleichen.¹³² Die in Dynare implementierte Funktion *stoch_simul* bestimmt zunächst die Taylor-Approximation der Modellgleichungen um den Steady-State. Daraus werden Impuls-Antwort-Funktionen, Momente, Korrelation etc. berechnet. Für jeden Schock, der im Modell vorkommt, muss in Dynare vom Anwender jeweils die Varianz angegeben werden. Als Verteilung wird stets eine Normalverteilung mit Erwartungswert Null verwendet. Zu einer zufälligen Realisierung der Schocks werden dann Simulationen in einer vom Anwender gewählten Länge erstellt. Im Folgenden werden theoretische Momente unter Berücksichtigung des HP-Filters für einen Wert des Parameters $\lambda = 1600$ basierend auf einer Taylor-Approximation erster Ordnung betrachtet.

Vergleich der Modellstatistiken mit Daten für Deutschland Aus den Tabellen 4.2 und 4.3 ist ersichtlich, wie gut die vier Modellspezifikationen die realen Daten abbilden. Die Ergebnisse basieren auf den Daten, die in Anhang D.1 erläutert werden. Die Daten wurden logarithmiert und HP-gefiltert verwendet. Die Berechnungen für das Modell erfolgen jeweils mit Hilfe der Software-Plattform Dynare.¹³³

Bzgl. der Standardabweichungen sticht kein Modell positiv oder negativ hervor. Die Volatilität von Output wird von allen überschätzt. Sowohl die relative Standardabweichung von Arbeitsstunden am Markt als auch von Marktkonsum wird von allen Modellen viel zu gering erzielt. Die relative Volatilität von Geschäftsinvestitionen liefert, besonders mit Time-to-build, gravierend zu niedrige Werte. Die relative Volatilität von Haushaltsinvestitionen wird von allen Modellen außer dem ohne Time-to-build und ohne Komplementarität deutlich überschätzt. Ohne Time-to-build und Komplementarität ergibt sich ein zu niedriger Wert. Die simultane Korrelationen von Marktkonsum bzw. Arbeitsstunden am Markt mit Output werden durchwegs deutlich überschätzt ($> 0,9$).

Zur Veranschaulichung der Lead-Lag-Muster von Geschäfts- und Haushaltsinvestitionen der vier Modelle im Vergleich mit den realen Ergebnissen dienen die folgenden Abbildungen 4.1 bis 4.3. Es sind jeweils die Kreuzkorrelationen für alle vier Modelle abgebildet. Einmal zwischen Geschäfts- und Haushaltsinvestitionen und dann noch jeweils

¹³²Dieses Vorgehen ist analog z. B. zu Greenwood und Hercowitz (1991).

¹³³Siehe Anhang E.

Statistiken der vier Benchmarkspezifikationen für Deutschland					
Teil 1					
Statistik	Daten D	Ohne Time-to-build		Vier Quartale Time-to-build	
		Ohne Komplementarität	Mit Komplementarität	Ohne Komplementarität	Mit Komplementarität
σ_y	1,24	1,43	1,38	1,31	1,33
σ_{n_m} / σ_y	0,77	0,44	0,40	0,39	0,43
σ_{c_m} / σ_y	0,73	0,48	0,52	0,53	0,50
σ_{x_m} / σ_y	4,05	2,94	2,94	2,37	2,56
σ_{x_h} / σ_y	1,16	1,06	1,36	1,43	1,36
$\sigma_{x_h} / \sigma_{x_m}$	0,29	0,36	0,46	0,60	0,53
$\rho(n_{mt}, y_t)$	0,60	0,95	0,95	0,94	0,94
$\rho(c_{mt}, y_t)$	0,62	0,92	0,94	0,94	0,92

Erläuterung: In den Zeilen sind zum einen die (relativen) Standardabweichungen σ_x verschiedener Variablen und zum anderen der Korrelationskoeffizient $\rho(x_t, y_t)$ einer Variablen x_t mit Output angegeben. Hierbei bezeichnet y den Output, c_m den Konsum am Markt, x_m Investitionen in Marktkapital, x_h Investitionen in Haushaltskapital und n_m Arbeitsstunden der Erwerbstätigen. In der zweiten Spalte befinden sich die Werte aus den Daten für Deutschland, in der dritten bis sechsten Spalte die Werte der vier Modellspezifikationen. Die Daten sind jeweils preisbereinigt, logarithmiert und HP-gefiltert, für den Zeitraum 1991Q1-2008Q4. Details zu den Daten siehe Anhang D.

Tabelle 4.2: Statistiken der vier Benchmarkspezifikationen für Deutschland, Teil 1
Datenquelle: Statistisches Bundesamt Deutschland, eigene Berechnung

in Bezug auf den Output. Dargestellt sind die Modellwerte und das aus den realen Daten berechnete 95 %-Konfidenzintervall, d. h. $\pm 1,96 \sigma$.

Den Lead von Haushaltsinvestitionen bzgl. Output von 2 Perioden kann keine Spezifikation abbilden.¹³⁴ Die Korrelation $\rho(x_{ht}, y_t)$ wird insgesamt viel zu hoch, nämlich größer als 0,85, errechnet. Der Lag der Geschäftsinvestitionen, der in den Daten zu finden ist, wird von keinem Modell abgebildet. Ohne Komplementarität ergibt sich eine viel zu hohe Korrelation $\rho(x_{mt}, y_t) > 0,85$. Mit Komplementarität erhält man sogar einen Lead von einer Periode. Die positive simultane Korrelation von Geschäfts- und Haushaltsinvestitionen $\rho(x_{ht}, x_{mt}) = 0,46$ kann nur vom Modell ohne Komplementarität und Time-to-build abgebildet werden. Die anderen Modelle ergeben einen Lead von Geschäfts- bzgl. Haushaltsinvestitionen über eine bzw. sogar zwei Perioden. Die Volatilität von Haus-

¹³⁴Dieses Problem stellt sich auch bei Fisher (2007) mit Daten für die USA so dar.

Statistiken der vier Benchmarkspezifikationen für Deutschland

Teil 2

Statistik	Daten D	Ohne Time-to-build		Vier Quartale Time-to-build	
		Ohne Komplementarität	Mit Komplementarität	Ohne Komplementarität	Mit Komplementarität
$\rho(x_{ht+2}, y_t)$	0,03	0,46	0,52	0,47	0,36
$\rho(x_{ht+1}, y_t)$	0,25	0,70	0,73	0,72	0,59
$\rho(x_{ht}, y_t)$	0,47	0,99	0,87	0,91	0,92
$\rho(x_{ht-1}, y_t)$	0,527	0,60	0,36	0,45	0,35
$\rho(x_{ht-2}, y_t)$	0,532	0,38	0,22	0,09	0,06
$\rho(x_{mt+2}, y_t)$	0,52	0,50	0,39	0,38	0,40
$\rho(x_{mt+1}, y_t)$	0,641	0,72	0,58	0,58	0,60
$\rho(x_{mt}, y_t)$	0,637	0,98	0,79	0,83	0,88
$\rho(x_{mt-1}, y_t)$	0,59	0,69	0,96	0,93	0,81
$\rho(x_{mt-2}, y_t)$	0,56	0,37	0,61	0,80	0,61
$\rho(x_{ht+2}, x_{mt})$	0,25	0,38	0,63	0,794	0,62
$\rho(x_{ht+1}, x_{mt})$	0,32	0,70	0,93	0,787	0,71
$\rho(x_{ht}, x_{mt})$	0,46	0,97	0,40	0,53	0,64
$\rho(x_{ht-1}, x_{mt})$	0,39	0,62	0,28	0,22	0,29
$\rho(x_{ht-2}, x_{mt})$	0,42	0,43	0,17	0,05	0,12

Erläuterung: In den Zeilen sind die Kreuzkorrelationen zwischen Output, Haushalts- und Geschäftsinvestitionen (y_t, x_{ht}, x_{mt}) jeweils bis zum Lead bzw. Lag von zwei Perioden angegeben. In der zweiten Spalte befinden sich die Werte aus den Daten für Deutschland, in der dritten bis sechsten Spalte die Werte der vier Modellspezifikationen. Die Daten sind jeweils preisbereinigt, logarithmiert und HP-gefiltert, für den Zeitraum 1991Q1-2008Q4. Details zu den Daten siehe Anhang D.

Tabelle 4.3: Statistiken der vier Benchmarkspezifikationen für Deutschland, Teil 2

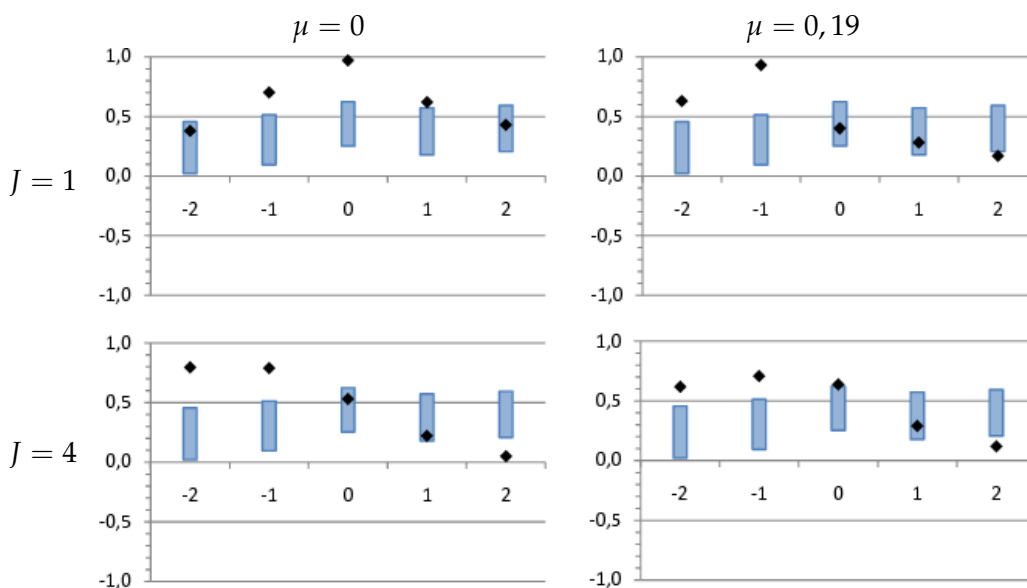
Datenquelle: Statistisches Bundesamt Deutschland, eigene Berechnung

haltsinvestitionen relativ zur Volatilität von Geschäftsinvestitionen wird von allen Modellen deutlich überschätzt.

4.3.2 Impuls-Antworten

An dieser Stelle werden die Modelle unter Einbeziehung des in Abschnitt 3.1 beschriebenen Technologieschocks untersucht. Zur Erläuterung dient die Darstellung der Impuls-Antwort-Funktionen für die vier unterschiedlichen Modellvarianten (siehe Abb. 4.4).

Technologieschock Es handelt sich hierbei um einen angebotsseitigen Schock. Anhand Abbildung 4.4 ist zu sehen, dass für das Modell ohne Time-to-build eine Hinzu-



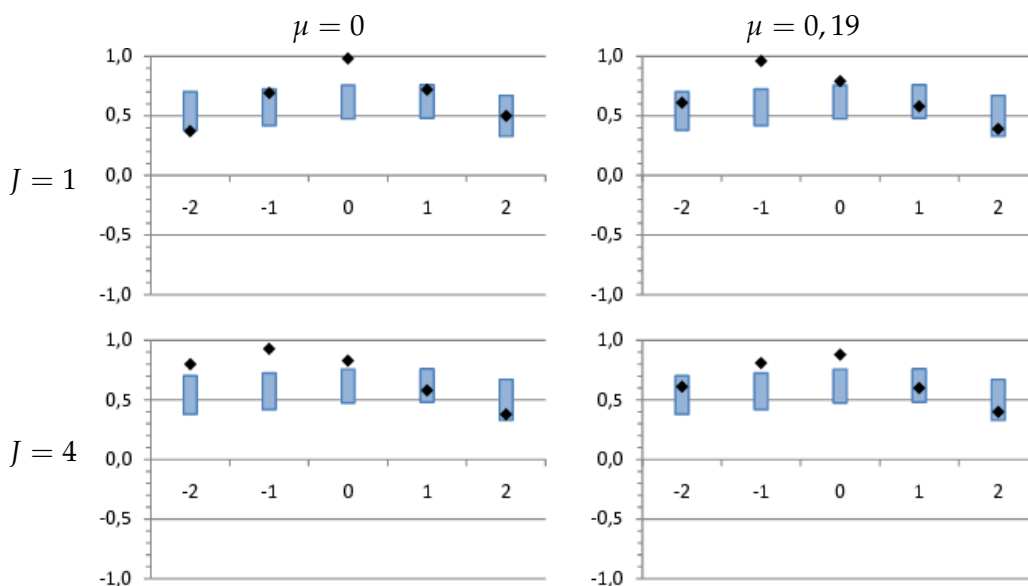
Erläuterung: Auf der vertikalen Achse ist jeweils die Höhe der Korrelation, auf der horizontalen Achse jeweils der Lag j des Korrelationskoeffizienten $\rho(x_{ht}, x_{mt+j})$ angetragen. Die Boxen zeigen jeweils ein aus den realen Daten berechnetes Konfidenzintervall (5%- bis 95%-Quantil), die Punkte den zugehörigen Wert aus der jeweiligen Modellspezifikation.

Oben links: ein Quartal Time-to-build ohne Komplementarität, oben rechts: ein Quartal Time-to-build mit Komplementarität, unten links: vier Quartale Time-to-build ohne Komplementarität, unten rechts: vier Quartale Time-to-build mit Komplementarität.

Abbildung 4.1: Kreuzkorrelationen von Geschäfts- und Haushaltsinvestitionen für Deutschland

Datenquelle: siehe Anhang D, eigene Berechnung

nahme von Komplementarität kurzfristig zu einem deutlich stärkeren Anstieg von Haushaltsinvestitionen führt. Geschäftsinvestitionen reagieren hingegen zuerst negativ. Dies ist darauf zurück zu führen, dass bei Vorliegen von Komplementarität ein Anreiz besteht, Haushaltskapital auf Kosten von Geschäftskapital aufzubauen, da ersteres sowohl in die Haushalts- als auch indirekt in die Marktproduktion eingebracht werden kann. Die verstärkte Frühindikatorwirkung von Haushaltsinvestitionen zeigt sich auch in Tabelle 4.3. Die Einführung von Time-to-build hat auch eine Erhöhung der Reaktion von Haushaltsinvestitionen zur Folge. Geschäftsinvestitionen reagieren wie zu erwarten etwas schwächer und verzögert, da Geschäftskapital erst mit Verzögerung produktiv wird und damit den Technologieschock nutzen kann. Auch in Tabelle 4.3 ist ersichtlich, dass Geschäftsinvestitionen in diesem Fall bzgl. Output nachläufig sind. Die Kombination von Komplementarität und Time-to-build führt zu einer schwächeren und noch deutlicher



Erläuterung: Auf der vertikalen Achse ist jeweils die Höhe der Korrelation, auf der horizontalen Achse jeweils der Lag j des Korrelationskoeffizienten $\rho(y_t, x_{mt+j})$ angetragen. Die Boxen zeigen jeweils ein aus den realen Daten berechnetes Konfidenzintervall (5%- bis 95%-Quantil), die Punkte den zugehörigen Wert aus der jeweiligen Modellspezifikation.

Oben links: ein Quartal Time-to-build ohne Komplementarität, oben rechts: ein Quartal Time-to-build mit Komplementarität, unten links: vier Quartale Time-to-build ohne Komplementarität, unten rechts: vier Quartale Time-to-build mit Komplementarität.

Abbildung 4.2: Kreuzkorrelationen von Geschäftsinvestitionen mit Output für Deutschland

Datenquelle: siehe Anhang D, eigene Berechnung

verzögerten Reaktion von Geschäftsinvestitionen. Auch die Haushaltsinvestitionen reagieren schwächer als bei den übrigen Spezifikationen. Trotzdem wird nicht die in den realen Daten vorhandene Frühindikatorwirkung von Haushaltsinvestitionen erreicht.

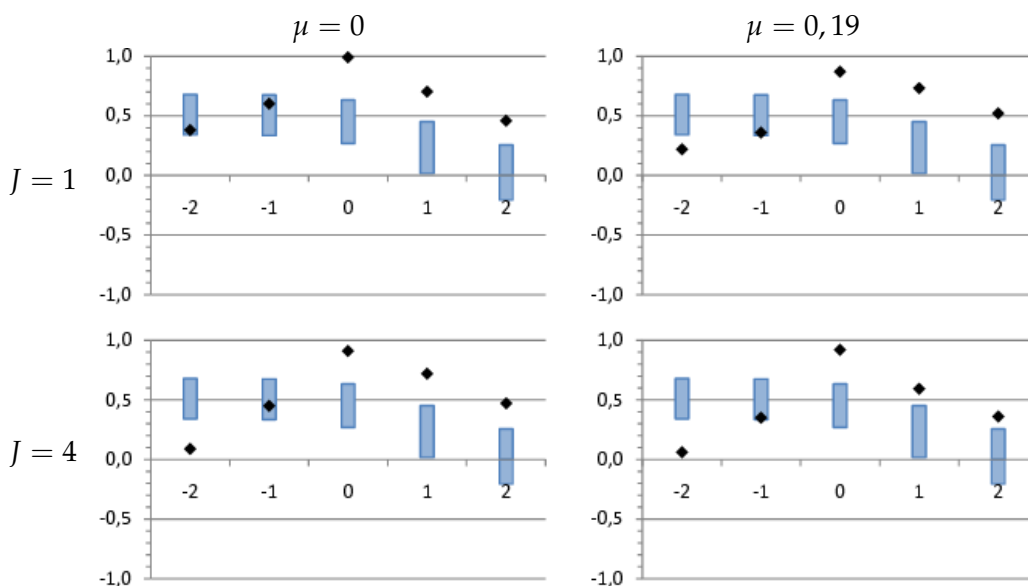
4.4 Bayessche Schätzung der Modellparameter

Um die kalibrierten Werte der Parameter zu überprüfen, wird in diesem Abschnitt noch eine Bayessche Schätzung mit Hilfe von Dynare durchgeführt.¹³⁵ Die folgenden Erläuterungen basieren größtenteils auf dem User Guide¹³⁶ zu Dynare. Vereinfacht gesagt ist die Bayessche Schätzung¹³⁷ eine Verknüpfung der Kalibrierung der Parameterwerte mit der Maximum-Likelihood-Methode. Es findet eine gewisse Kalibrierung statt, indem für die Parameterwerte jeweils A-priori-Verteilungen gewählt werden. Anschließend werden in

¹³⁵Die zugehörigen mod-Dateien befinden sich in Anhang E.3.

¹³⁶Siehe Griffoli (2013).

¹³⁷Details zur Bayesschen Schätzung siehe z. B. Hamilton (1994).



Erläuterung: Auf der vertikalen Achse ist jeweils die Höhe der Korrelation, auf der horizontalen Achse jeweils der Lag j des Korrelationskoeffizienten $\rho(y_t, x_{ht+j})$ angetragen. Die Boxen zeigen jeweils ein aus den realen Daten berechnetes Konfidenzintervall (5%- bis 95%-Quantil), die Punkte den zugehörigen Wert aus der jeweiligen Modellspezifikation.

Oben links: ein Quartal Time-to-build ohne Komplementarität, oben rechts: ein Quartal Time-to-build mit Komplementarität, unten links: vier Quartale Time-to-build ohne Komplementarität, unten rechts: vier Quartale Time-to-build mit Komplementarität.

Abbildung 4.3: Kreuzkorrelationen von Haushaltsinvestitionen mit Output für Deutschland

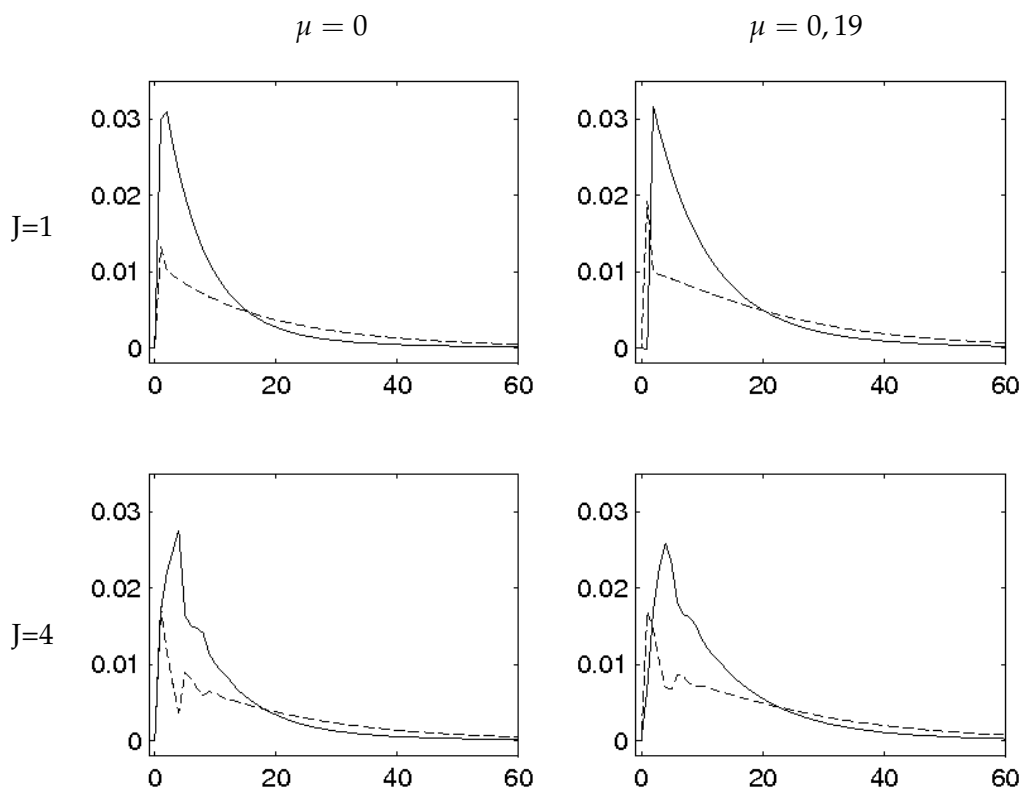
Datenquelle: siehe Anhang D, eigene Berechnung

das Modell Daten eingespeist, was sich an der Maximum-Likelihood-Methode orientiert. Die Likelihood-Funktion wird durch die A-priori-Verteilungen sozusagen gewichtet. Etwas genauer, die A-posteriori-Verteilungen können mittels des Theorems von Bayes aus der jeweiligen A-priori-Verteilung und der Likelihood-Funktion, welche die Dichte der beobachteten Daten beschreibt, berechnet werden. Die Likelihood-Funktion wird dann mit Hilfe des Kalman-Filters geschätzt und anschließend die A-posteriori-Verteilung mittels des Metropolis-Hastings (MH)-Algorithmus simuliert.¹³⁸ Um den Startpunkt für den MH-Algorithmus zu bestimmen, wählt die Autorin in Dynare eine Optimierung, die auf einer Monte-Carlo-Methode basiert.¹³⁹

Eine entscheidende Rolle bei der Bayesschen Schätzung spielen demnach einerseits die Wahl von geeigneten A-priori-Verteilungen für die zu schätzenden Parameter und

¹³⁸Details dazu siehe Griffoli (2013).

¹³⁹Es handelt sich um die Option „mode_compute=6“, siehe Adjemian et al. (2011).



Erläuterung: Auf der horizontalen Achse ist die Zeit bis Periode 60 (entspricht 15 Jahren) angetragen, auf der vertikalen Achse die logarithmische Abweichung vom Steady-State, d.h. ca. die prozentuale Abweichung vom Steady-State. Die durchgezogene Linie zeigt Geschäftsinvestitionen, die gestrichelte Linie zeigt Haushaltsinvestitionen. Der Schock tritt in Periode 1 ein.
 Oben links: ein Quartal Time-to-build ohne Komplementarität, oben rechts: ein Quartal Time-to-build mit Komplementarität, unten links: vier Quartale Time-to-build ohne Komplementarität, unten rechts: vier Quartale Time-to-build mit Komplementarität.

Abbildung 4.4: Reaktion von Geschäfts- und Haushaltsinvestitionen auf einen Technologieschock für Deutschland
 Datenquelle: siehe Anhang D.2, eigene Berechnung

andererseits die Daten, welche dem Modell eingespeist werden. Die verwendeten realen Daten sind in diesem Falle Werte für den Output, nämlich Quartalsdaten des BIP abzüglich Wohninvestitionen (real, saisonbereinigt) von 1991Q1-2008Q4, die logarithmiert an Dynare übergeben werden.¹⁴⁰ In Anlehnung an die Überlegungen zur Kalibrierung in Abschnitt 4.2 wählt die Autorin die A-priori-Verteilungen für zu schätzende Parameter laut Tabelle 4.4. Für die vier Spezifikationen, jeweils mit/ohne Komplementarität bzw. Time-to-build, wird eine Schätzung durchgeführt.¹⁴¹ Dynare liefert die

¹⁴⁰Siehe Abschnitt 4.1 und Anhang D.1.

¹⁴¹Die zugehörigen mod-Dateien befinden sich in Anhang E.3.

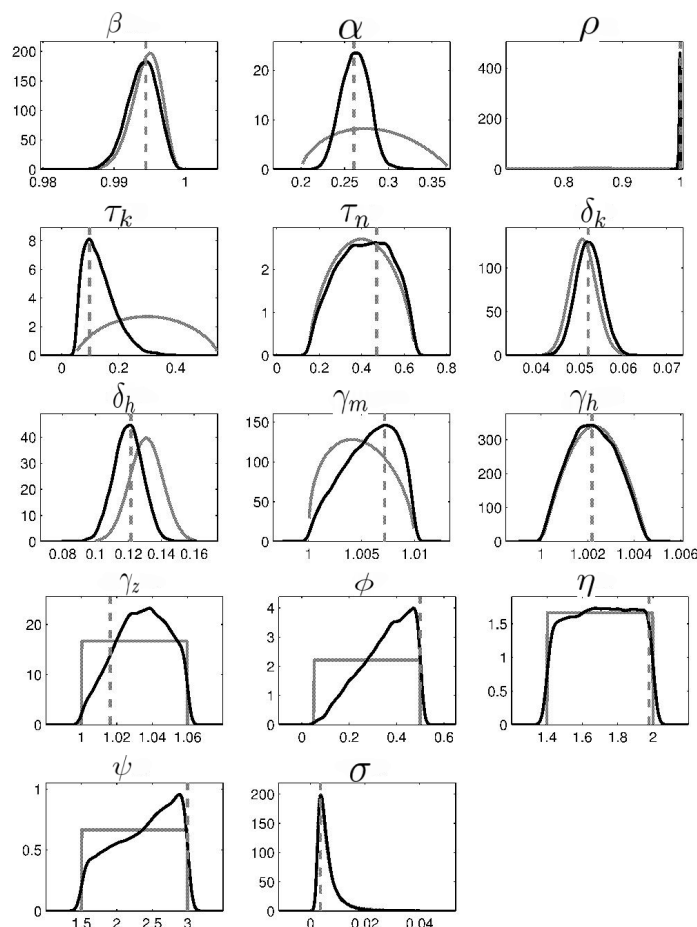
Parameter	Verteilung	Erwartungs- wert	Standard- abweichung	untere Intervallgrenze	obere
β	Betaverteilung	0,9945	0,002	0,98	0,9999
α	Betaverteilung	0,28	0,04	0,2	0,37
ρ	Betaverteilung	0,85	0,08	0,7	0,9999
τ_k	Betaverteilung	0,3	0,12	0,05	0,55
τ_n	Betaverteilung	0,4	0,12	0,15	0,65
δ_k	Betaverteilung	0,0508	0,003	0,01	0,15
δ_h	Betaverteilung	0,1309	0,01	0,01	0,25
γ_m	Betaverteilung	1,0047	0,0025	1	1,01
γ_h	Betaverteilung	1,0023	0,001	1	1,0046
γ_z	Gleichverteilung	1,021	0,1	1	1,06
ϕ	Gleichverteilung	0,28	0,1	0,05	0,5
η	Gleichverteilung	1,6803	0,3	1,4	2
ψ	Gleichverteilung	2,1079	0,6	1,5	3
σ	Inverse Gammaverteilung	0,007	0,01	0	∞
μ	Inverse Gammaverteilung	0,19	0,185	0	∞

Erläuterung: Die Tabelle enthält die basierend auf den Kalibrierungswerten gewählten A-priori-Verteilungen für die Bayessche Schätzung der Modellparameter. Details zu den Parametern bzw. deren Kalibrierungswerten siehe III.3 bzw. III.4.2.

Tabelle 4.4: Gewählte A-Priori-Verteilungen der Modellparameter für die Bayessche Schätzung, Deutschland

Quelle: Eigene Darstellung

Steady-State-Ergebnisse, die Eigenwerte des Systems, einige Details zur Bestimmung des Startpunkts des MH-Algorithmus und zwei Tabellen mit den wichtigsten Resultaten, u. a. die A-posteriori-Erwartungswerte und -Standardabweichungen der Parameter. Außerdem gibt Dynare Graphiken aus, welche zum einen für jeden Parameter die A-priori-Verteilungen, desweiteren zur Kontrolle logarithmierte A-posteriori-Dichte und Log-Likelihood-Funktion und schließlich einen Vergleich der A-priori- mit den A-posteriori-Verteilungen zeigen. Zusätzlich werden zu jedem geschätzten Parameter und zu einer Zusammenfassung aller Parameter jeweils drei Graphiken ausgegeben und dazu Anschauungen eines Monte-Carlo-Markow-Ketten-Diagnostetests nach Brooks und Gelman (1998).



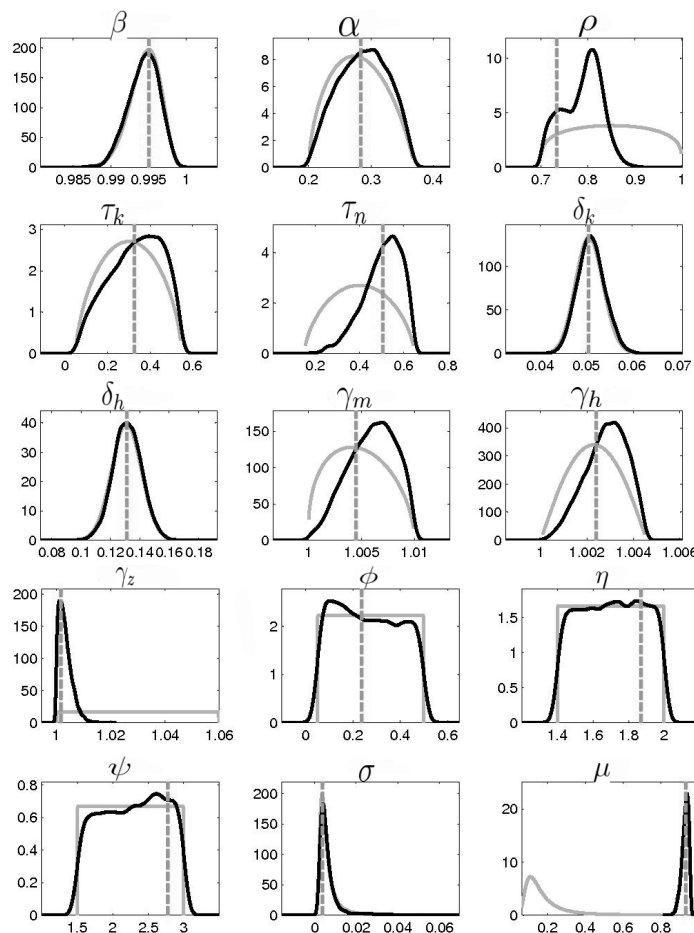
Erläuterung: Die graue Linie zeigt jeweils die A-priori-Verteilung der Parameter, die schwarze Linie die A-posteriori-Verteilung. Die gestrichelte senkrechte Linie zeigt den A-posteriori-Modus an.

Abbildung 4.5: Vergleich von A-priori- zu A-posteriori-Verteilung der Parameter bei der Bayesschen Schätzung des Modells ohne Komplementarität und ohne Time-to-build für Deutschland

Datenquelle: siehe Abschnitt 4.1 und Anhang D.1, eigene Berechnung

Im Folgenden werden die Graphiken mit A-priori- und A-posteriori-Verteilungen für alle vier Spezifikationen abgebildet. Zuerst werden die Ergebnisse für das Modell ohne Komplementarität und ohne Time-to-build dargestellt (siehe Abb. 4.5). Es ist deutlich zu erkennen, dass die A-priori-Verteilungen für alle Parameter im Vergleich zu den A-posteriori-Ergebnissen sehr flach verlaufen. Die geschätzten Erwartungswerte unterscheiden sich stark von den A-priori-Erwartungswerten, die aus der Kalibrierung abgeleitet sind. Die geschätzten Parameterwerte lauten $\beta = 0,9916$, $\alpha = 0,2336$, $\rho = 0,9758$, $\tau_k = 0,6530$, $\tau_n = 0,2318$, $\delta_k = 0,0775$, $\delta_h = 0,0503$, $\gamma_m = 1,0026$, $\gamma_h = 1,0027$,

$\gamma_z = 1,0095$, $\phi = 0,0528$, $\eta = 1,6380$, $\psi = 1,5278$ und $\sigma = 0,0050$. Es liegt somit für die meisten Parameter keine große Übereinstimmung mit den A-priori-Werten vor.



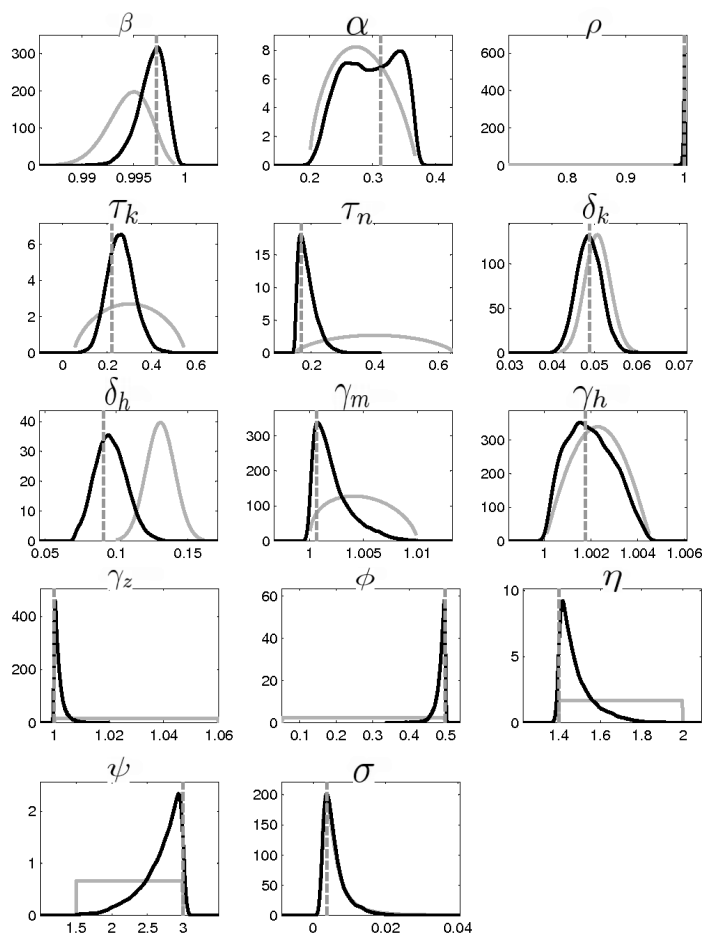
Erläuterung: Die graue Linie zeigt jeweils die A-priori-Verteilung der Parameter, die schwarze Linie die A-posteriori-Verteilung. Die gestrichelte senkrechte Linie zeigt den A-posteriori-Modus an.

Abbildung 4.6: Vergleich von A-priori- zu A-posteriori-Verteilung der Parameter bei der Bayesschen Schätzung des Modells mit Komplementarität, ohne Time-to-build für Deutschland

Datenquelle: siehe Abschnitt 4.1 und Anhang D.1, eigene Berechnung

Die A-posteriori-Verteilungen der Parameter für das Modell mit Komplementarität, ohne Time-to-build sind in Abbildung 4.6 abgebildet. Eine gute Übereinstimmung von A-posteriori- und A-priori-Verteilung liegt lediglich für den Parameter σ vor. Jedoch sind die Abweichungen nicht so gravierend wie bei der Spezifikation ohne Komplementarität. Die A-posteriori-Erwartungswerte für die Parameter ergeben $\beta = 0,9929$, $\alpha = 0,2450$, $\rho = 0,9424$, $\tau_k = 0,6567$, $\tau_n = 0,2037$, $\delta_k = 0,0834$, $\delta_h = 0,0655$, $\gamma_m = 1,0010$, $\gamma_h =$

1,0014, $\gamma_z = 1,0057$, $\phi = 0,0629$, $\eta = 1,5991$, $\psi = 1,5450$, $\sigma = 0,0043$ und $\mu = 0,2197$. Im Vergleich zu Deutschland ergibt sich hier ein Wert für μ , der recht nahe an dem A-priori-Wert von 0,19 liegt und somit plausibel ist.



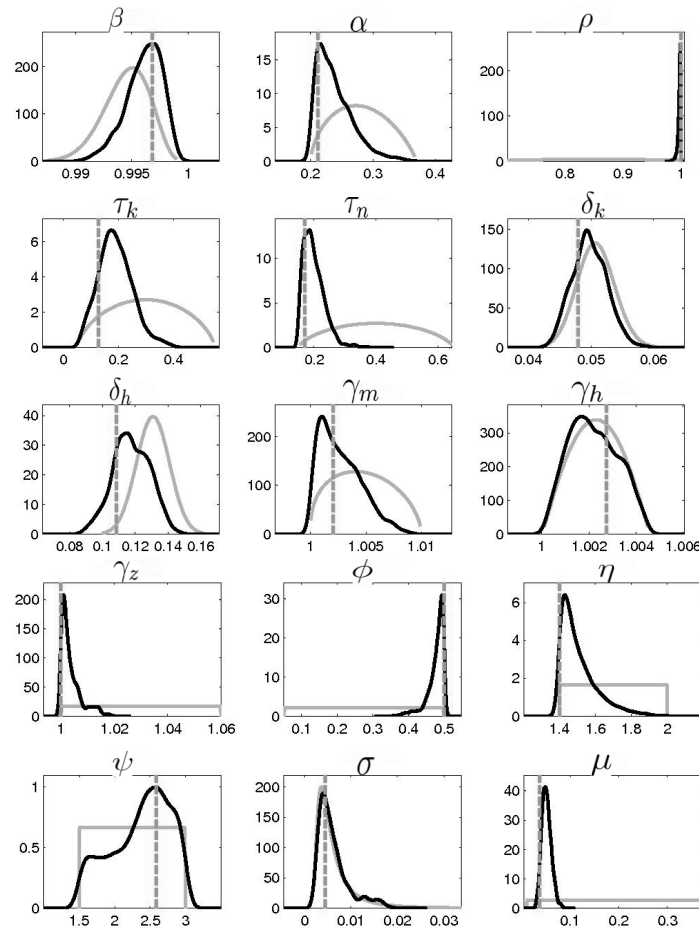
Erläuterung: Die graue Linie zeigt jeweils die A-priori-Verteilung der Parameter, die schwarze Linie die A-posteriori-Verteilung. Die gestrichelte senkrechte Linie zeigt den A-posteriori-Modus an.

Abbildung 4.7: Vergleich von A-priori- zu A-posteriori-Verteilung der Parameter bei der Bayesschen Schätzung des Modells ohne Komplementarität, mit Time-to-build für Deutschland

Datenquelle: siehe Abschnitt 4.1 und Anhang D.1, eigene Berechnung

Beim Modell ohne Komplementarität, aber mit Time-to-build (siehe Abb. 4.7) liegt eine gute Übereinstimmung der Verteilungen für die Parameter δ_k , γ_h und σ vor. Als Schätzwerte erhalten wir $\beta = 0,9996$, $\alpha = 0,2496$, $\rho = 0,9996$, $\tau_k = 0,7275$, $\tau_n = 0,0949$, $\delta_k = 0,0746$, $\delta_h = 0,0336$, $\gamma_m = 1,0003$, $\gamma_h = 1,0009$, $\gamma_z = 1,0005$, $\phi = 0,3885$, $\eta = 1,5250$ und $\psi = 2,4021$. Auch für das Modell mit Komplementarität und Time-

to-build liegen die A-posteriori-Verteilungen nicht bedeutend näher an den A-priori-Verteilungen. Als Erwartungswerte ergeben sich $\beta = 0,9984$, $\alpha = 0,3252$, $\rho = 0,9997$, $\tau_k = 0,7222$, $\tau_n = 0,2648$, $\delta_k = 0,0734$, $\delta_h = 0,0196$, $\gamma_m = 1,0003$, $\gamma_h = 1,0012$, $\gamma_z = 1,0003$, $\phi = 0,0550$, $\eta = 1,5676$, $\psi = 1,5679$, $\sigma = 0,0044$ und $\mu = 0,3597$.



Erläuterung: Die graue Linie zeigt jeweils die A-priori-Verteilung der Parameter, die schwarze Linie die A-posteriori-Verteilung. Die gestrichelte senkrechte Linie zeigt den A-posteriori-Modus an.

Abbildung 4.8: Vergleich von A-priori- zu A-posteriori-Verteilung der Parameter bei der Bayesschen Schätzung des Modells mit Komplementarität und Time-to-build für Deutschland

Datenquelle: siehe Abschnitt 4.1 und Anhang D.1, eigene Berechnung

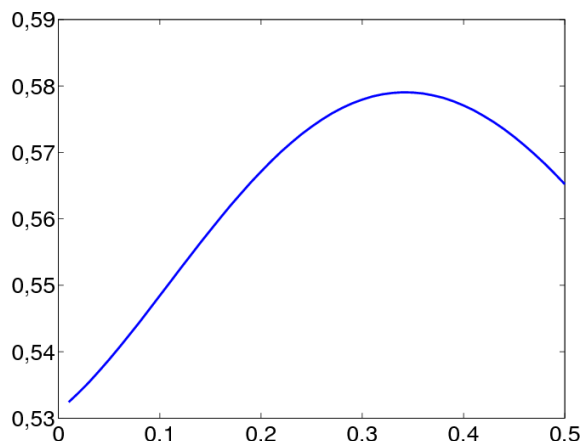
Insgesamt ist festzustellen, dass für die beiden Modelle mit Time-to-build die geschätzten Werte schlechter mit den Ergebnissen der Kalibrierung übereinstimmen. Am nächsten sind die Ergebnisse für die Spezifikation mit Komplementarität ohne Time-to-

build, wobei hier der Schätzwert für μ einen sehr hohen, unrealistischen Wert von 0,9299 ergibt.

4.5 Test auf Robustheit der Ergebnisse

Für die Robustheit von DSGE-Modellen gibt es bisher keine allgemein anerkannte Definition, was jedoch für die Vergleichbarkeit ein wünschenswertes Ziel darstellt. Im Folgenden prüfen wir das Modell mit Komplementarität und Time-to-build auf die Stabilität der Ergebnisse bei Änderungen in verschiedenen Parametern. Zunächst wird die Robustheit bzgl. des Parameters μ untersucht. Hierfür wird überprüft, wie sich die relative Standardabweichung von Haushalts- zu Geschäftsinvestitionen und die Kreuzkorrelationen zwischen Output und Investitionen ändern, wenn μ Werte zwischen 0 und 0,5 annimmt. Die Ergebnisse sind graphisch dargestellt in den Abbildungen 4.9 bis 4.12. Für die relative Standardabweichung von Haushalts- zu Geschäftsinvestitionen kann festgestellt werden, dass die angenommenen Werte zwischen ungefähr 0,53 und 0,58 liegen (siehe Abb. 4.9). Somit ist ein Einfluss von μ deutlich zu erkennen, aber der quantitative Effekt ist nicht gravierend. Ähnlich robust verhalten sich die Kreuzkorrelationen von Haushaltsinvestitionen und Output bzgl. μ (siehe Abb. 4.10). Für alle getesteten Werte von μ liegt zwischen Haushaltsinvestitionen und Output eine positive simultane Korrelation in Höhe von etwa 0,84-0,9 vor.

Weniger robust verhalten sich hingegen die Korrelationen zwischen beiden Investitionsströmen bzw. von Geschäftsinvestitionen mit Output. Hier hat der Wert des Parameters μ einen entscheidenden Einfluss auf die Beziehungen der Zeitreihen zueinander. Die Kreuzkorrelationen von Geschäftsinvestitionen und Output zeigen für einen Wert von $\mu < 0,06$ eine positive simultane Korrelation. Mit $\mu \in [0,06; 0,36]$ ergibt sich ein Lead der Geschäftsinvestitionen um eine Periode, für $\mu > 0,36$ ein Lead um zwei Perioden (siehe Abb. 4.11). Es muss außerdem festgestellt werden, dass der in den Daten vorhandene Lag von Geschäftsinvestitionen zu Output nicht durch eine Variation in μ erreicht werden kann. Hierzu sind demnach weitere Anpassungen des Modells nötig. Für die Kreuzkorrelationen von Geschäfts- und Haushaltsinvestitionen ergibt sich ein ähnlich unrobustes Ergebnis. Ein Wert von $\mu < 0,11$ ergibt einen Lead von Geschäfts- vor

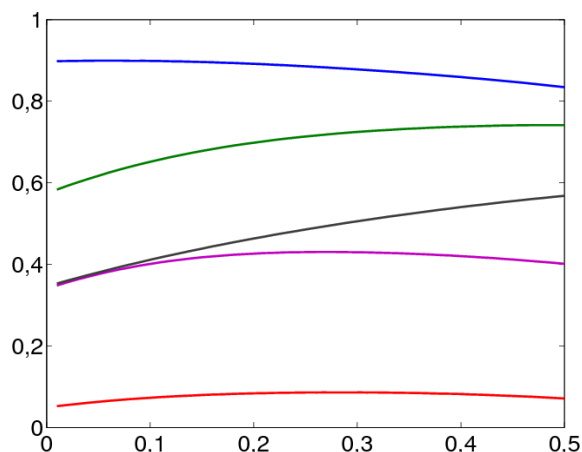


Erläuterung: Auf der horizontalen Achse ist der Wert des Parameters μ und auf der vertikalen Achse das Verhältnis der Standardabweichungen von Haushalts- und Geschäftsinvestitionen $\sigma_{x_h} / \sigma_{x_m}$ angetragen.

Abbildung 4.9: Relative Standardabweichung von Haushalts- zu Geschäftsinvestitionen in Abhängigkeit vom Parameter μ für Deutschland
Datenquelle: siehe Anhang D.2, eigene Berechnung

Haushaltsinvestitionen um eine Periode, ein Wert von $\mu \in [0, 11; 0, 44]$ um zwei Perioden und $\mu > 0, 44$ um drei Perioden (siehe Abb. 4.12).

Einen weiteren Robustheitscheck stellt eine Neukalibrierung dar, die basierend auf Maximal- bzw. Minimalwerten der Datenreihen für zwei Kalibrierungsziele durchgeführt wird, nämlich für das Verhältnis von Haushalts- bzw. Geschäftskapital zu Output. Bei der Kalibrierung des Modells mit Komplementarität und vier Perioden Time-to-build wird also für k/y jeweils der Wert 2,2 bzw. 2,44 verwendet. Das aufgrund des Minimalwerts neu kalibrierte Modell weist jetzt insbesondere einen Lead von Geschäfts- zu Haushaltsinvestitionen von zwei Perioden auf. Dies war vorher ein Lag von einer Periode (und ist in den realen Daten eine positive simultane Korrelation). Die relative Standardabweichung von Haushalts- zu Geschäftsinvestitionen liefert einen Wert von 0,58, welcher vorher bei 0,53 lag. Zudem liegt nun ein Lead von Geschäftsinvestitionen bzgl. Output um eine Periode vor, was vorher eine positive simultane Korrelation war und in den realen Daten ein Lag von einer Periode ist. Für den Maximalwert des Verhältnisses von Geschäftskapital zu Output ergeben sich die gleichen Muster für die Korrelationen und ein Wert von 0,54 für die relative Standardabweichung. Auch bei einer Kalibrierung mit Minimal- bzw. Maximalwert für das Verhältnis von Haushaltskapital zu Output, 2,48



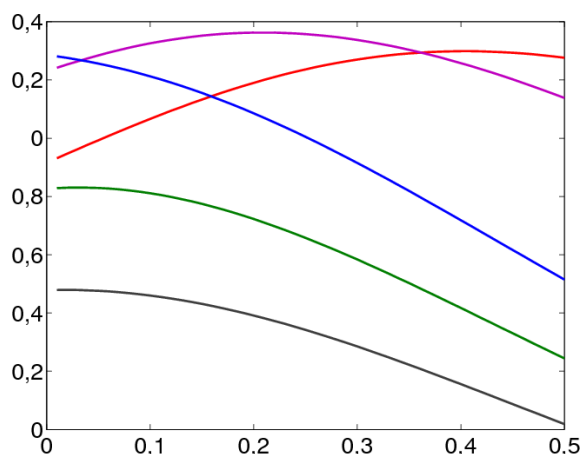
Erläuterung: Auf der horizontalen Achse ist der Wert des Parameters μ und auf der vertikalen Achse die Kreuzkorrelationen von Haushaltsinvestitionen und Output $\rho(x_{ht+i}, y_t)$ angetragen. Die blaue Linie zeigt $\rho(x_{ht}, y_t)$, die lila Linie $\rho(x_{ht-1}, y_t)$, die rote Linie $\rho(x_{ht-2}, y_t)$, die grüne Linie $\rho(x_{ht+1}, y_t)$ und die schwarze Linie $\rho(x_{ht+2}, y_t)$.

Abbildung 4.10: Kreuzkorrelationen von Haushaltsinvestitionen und Output in Abhängigkeit vom Parameter μ

Datenquelle: siehe Anhang D.2, eigene Berechnung

bzw. 3,01, zeigt sich das gleiche Korrelationsschema. Die relative Standardabweichung liegt hier bei 0,54 bzw. 0,58. Dies zeigt, dass die Ergebnisse des Modells in Bezug auf die Kalibrierungsziele für die Verhältnisse von Kapital zu Output nicht robust sind.

Außerdem wird getestet, welchen Einfluss die Annahme von technologischem Wachstum auf das Modell hat. Hierzu wird ein Modell kalibriert und geschätzt, für das gilt $\gamma_m = \gamma_h = 1$. Auch bei diesem Szenario ergibt sich eine höhere relative Standardabweichung von 0,57 und es treten die gleichen Lead- und Lag-Muster auf wie bei den Minimal- bzw. Maximalwerten, d. h. Geschäftsinvestitionen laufen den Haushaltsinvestitionen um zwei Perioden voraus, dem Output um eine Periode voraus. Und zwischen Haushaltsinvestitionen und Output gibt es eine positive simultane Korrelation. Auch hier zeigt sich ein Mangel an Robustheit der Ergebnisse. Zuletzt prüfen wir den Einfluss einer Planungsphase von einem Quartal, d. h. $J = 4, \omega_1 = 0,01$ und $\omega_2 = \omega_3 = \omega_4 = 0,33$. Auffälligerweise ergibt sich hier wiederum eine höhere relative Standardabweichung von 0,58, ein Lead von Geschäftsinvestitionen bzgl. Haushaltsinvestitionen um zwei Perioden und bzgl. Output um eine Periode. Auch hier liegt eine positive simultane Korrelation zwischen Haushaltsinvestitionen und Output vor. Insgesamt zeigt sich,



Erläuterung: Auf der horizontalen Achse ist der Wert des Parameters μ und auf der vertikalen Achse die Kreuzkorrelationen von Haushaltsinvestitionen und Output $\rho(x_{mt+i}, y_t)$ angetragen. Die blaue Linie zeigt $\rho(x_{mt}, y_t)$, die lila Linie $\rho(x_{mt-1}, y_t)$, die rote Linie $\rho(x_{mt-2}, y_t)$, die grüne Linie $\rho(x_{mt+1}, y_t)$ und die schwarze Linie $\rho(x_{mt+2}, y_t)$.

Abbildung 4.11: Kreuzkorrelationen von Geschäftsinvestitionen und Output in Abhängigkeit vom Parameter μ für Deutschland

Datenquelle: siehe Anhang D.2, eigene Berechnung

dass das Modell insbesondere in Bezug auf die Lead-Lag-Muster von Output, Geschäfts- und Haushaltsinvestitionen nicht robust auf Änderungen der Parameter reagiert. Somit ist davon auszugehen, dass der Modellrahmen noch weiterer Anpassungen bedarf, um für Deutschland ein angemessenes Ergebnis zu liefern.

4.6 Modell mit Technologie- und Präferenzschock

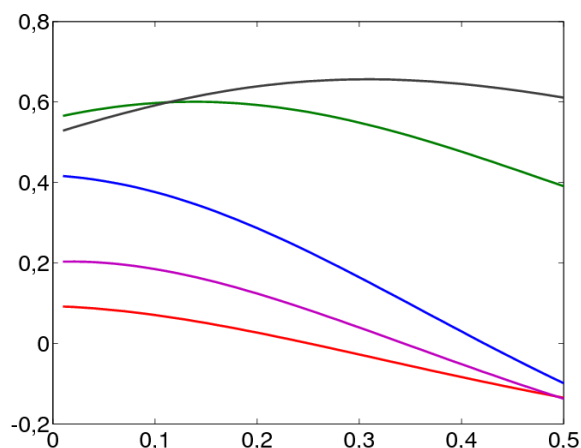
Der bisher betrachtete Technologieschock bezieht sich auf die Angebotsseite. Um auf einen Schock auf Nachfrageseite zu ergänzen, wird nun ein Präferenzschock hinzugefügt. Im Allgemeinen wird die Nutzenfunktion u der Haushalte wie folgt durch einen exogenen Schock ζ erweitert

$$\zeta \cdot u(c).$$
¹⁴²

In unserem Fall wird die Nutzenfunktion somit modelliert als

$$u(c_{mt}, c_{ht}, n_{mt}, n_{ht}) = \zeta_t (\ln c_{mt} + \psi \ln c_{ht}) + \eta \ln(1 - n_{mt} - n_{ht}),$$

¹⁴²Siehe z. B. Adda und Cooper (2003).



Erläuterung: Auf der horizontalen Achse ist der Wert des Parameters μ und auf der vertikalen Achse die Kreuzkorrelationen von Haushalts- und Geschäftsinvestitionen $\rho(x_{ht+i}, x_{mt})$ angetragen. Die blaue Linie zeigt $\rho(x_{ht}, x_{mt})$, die lila Linie $\rho(x_{ht-1}, x_{mt})$, die rote Linie $\rho(x_{ht-2}, x_{mt})$, die grüne Linie $\rho(x_{ht+1}, x_{mt})$ und die schwarze Linie $\rho(x_{ht+2}, x_{mt})$.

Abbildung 4.12: Kreuzkorrelationen von Geschäfts- und Haushaltsinvestitionen in Abhängigkeit vom Parameter μ für Deutschland

Datenquelle: siehe Anhang D.2, eigene Berechnung

wobei ζ_t den exogenen Schock auf die Präferenzen bezeichnet. Details zu den Steady-State-Gleichungen siehe Anhang C.3, die zugehörigen mod-Dateien siehe Anhang E.4.

4.6.1 Simulation und Statistiken

Wie für die Modellvariante ohne Präferenzschock in Abschnitt 4.3.1 bestimmen wir mit Hilfe von Dynare Statistiken basierend auf Simulationen, um diese mit denen der realen Daten zu vergleichen. Es werden wieder die theoretischen Momente der HP-gefilterten Modellvariablen bestimmt. Die berechneten Werte befinden sich in den Tabellen 4.5 und 4.6.

Bzgl. der Volatilitäten ist festzustellen, dass die Unterschiede zwischen den Modellspezifikationen vergleichsweise gering sind. Für Output ist die Volatilität lediglich für das Modell ohne Komplementarität und Time-to-build deutlich höher als bei den anderen Spezifikationen. Ansonsten sticht bzgl. der Standardabweichungen kein Modell positiv oder negativ hervor. Die relative Volatilität von Geschäftsinvestitionen liefert mit Time-to-build gravierend zu niedrige Werte. Die relative Volatilität von Haushaltsinvestitionen wird am schlechtesten vom Modell mit Komplementarität ohne Time-to-build abgebildet. Die Volatilität von Haushaltsinvestitionen relativ zur Volatilität von Geschäftsin-

vestitionen wird von allen Modellen deutlich überschätzt. Den besten Wert liefert hier das Modell ohne Komplementarität und Time-to-build. Die simultane Korrelation zwischen Output und Arbeitsstunden am Markt bzw. Marktkonsum werden von allen Modellen viel zu hoch geschätzt ($> 0,9$ bzw. $> 0,8$).

Statistiken des Modells mit zusätzlichem Präferenzschock für Deutschland						
Teil 1						
Statistik	Daten D	Ohne Time-to-build		Vier Quartale Time-to-build		
		Ohne Komplementarität	Mit Komplementarität	Ohne Komplementarität	Mit Komplementarität	
σ_y	1,24	1,45	1,39	1,33	1,37	
σ_{n_m} / σ_y	0,77	0,48	0,44	0,45	0,49	
σ_{c_m} / σ_y	0,73	0,58	0,62	0,62	0,60	
σ_{x_m} / σ_y	4,05	4,00	3,85	2,65	2,78	
σ_{x_h} / σ_y	1,16	1,48	1,61	1,50	1,48	
$\sigma_{x_h} / \sigma_{x_m}$	0,29	0,37	0,42	0,57	0,53	
$\rho(n_{mt}, y_t)$	0,60	0,91	0,90	0,88	0,90	
$\rho(c_{mt}, y_t)$	0,62	0,83	0,84	0,86	0,85	

Erläuterung: In den Zeilen sind zum einen die (relativen) Standardabweichungen σ_x verschiedener Variablen und zum anderen der Korrelationskoeffizient $\rho(x_t, y_t)$ einer Variablen x_t mit Output angegeben. Hierbei bezeichnet y den Output, c_m den Konsum am Markt, x_m Investitionen in Marktkapital, x_h Investitionen in Haushaltskapital und n_m Arbeitsstunden der Erwerbstätigen. In der zweiten Spalte befinden sich die Werte aus den Daten für Deutschland, in der dritten bis sechsten Spalte die Werte der vier Modellspezifikationen. Die Daten sind jeweils preisbereinigt, logarithmiert und HP-geliltert, für den Zeitraum 1991Q1-2008Q4. Details zu den Daten siehe Anhang D.

Tabelle 4.5: Statistiken des Modells mit zusätzlichem Präferenzschock für Deutschland, Teil 1

Datenquelle: Statistisches Bundesamt Deutschland, eigene Berechnung

Abbildung 4.13 macht ersichtlich, dass der Lead von Haushaltsinvestitionen von 2 Perioden auch hier wieder keine Spezifikation abbilden kann. Die Korrelation $\rho(x_{ht}, y_t)$ wird insgesamt viel zu hoch errechnet ($> 0,7$). Besser sieht es aus für die Korrelation $\rho(x_{mt}, y_t)$, diese wird von allen Modellen mehr oder weniger größenordnungsmäßig erreicht. Am besten schneidet hierbei das Modell ohne Komplementarität und Time-to-build ab. Das Modell mit Komplementarität und Time-to-build liefert einen Lead von Geschäftsinvestitionen. Der Lag der Geschäftsinvestitionen, der in den Daten zu fin-

den ist, wird von keinem Modell abgebildet. Die positive simultane Korrelation von Geschäfts- und Haushaltsinvestitionen kann auch von keinem Modell abgebildet werden.

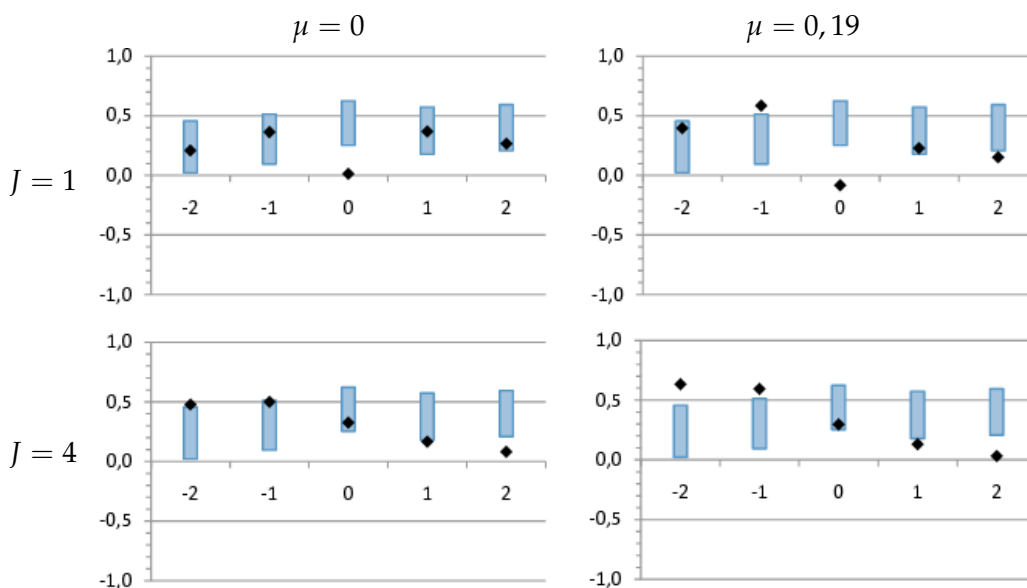
Statistiken des Modells mit zusätzlichem Präferenzschock für Deutschland						
Teil 2						
Statistik	Daten D	Ohne Time-to-build		Vier Quartale Time-to-build		
		Ohne Komplementarität	Mit Komplementarität	Ohne Komplementarität	Mit Komplementarität	
$\rho(x_{ht+2}, y_t)$	0,03	0,34	0,44	0,46	0,34	
$\rho(x_{ht+1}, y_t)$	0,25	0,51	0,62	0,69	0,57	
$\rho(x_{ht}, y_t)$	0,47	0,77	0,77	0,89	0,89	
$\rho(x_{ht-1}, y_t)$	0,527	0,39	0,29	0,43	0,33	
$\rho(x_{ht-2}, y_t)$	0,532	0,24	0,17	0,08	0,05	
$\rho(x_{mt+2}, y_t)$	0,52	0,34	0,28	0,30	0,31	
$\rho(x_{mt+1}, y_t)$	0,641	0,49	0,41	0,47	0,47	
$\rho(x_{mt}, y_t)$	0,637	0,62	0,53	0,65	0,68	
$\rho(x_{mt-1}, y_t)$	0,59	0,51	0,73	0,78	0,67	
$\rho(x_{mt-2}, y_t)$	0,56	0,28	0,47	0,69	0,53	
$\rho(x_{ht+2}, x_{mt})$	0,25	0,21	0,40	0,64	0,48	
$\rho(x_{ht+1}, x_{mt})$	0,32	0,36	0,58	0,60	0,50	
$\rho(x_{ht}, x_{mt})$	0,46	0,01	-0,08	0,30	0,32	
$\rho(x_{ht-1}, x_{mt})$	0,39	0,37	0,23	0,13	0,17	
$\rho(x_{ht-2}, x_{mt})$	0,42	0,27	0,15	0,03	0,08	

Erläuterung: In den Zeilen sind die Kreuzkorrelationen zwischen Output, Haushalts- und Geschäftsinvestitionen (y_t, x_{ht}, x_{mt}) jeweils bis zum Lead bzw. Lag von zwei Perioden angegeben. In der zweiten Spalte befinden sich die Werte aus den Daten für Deutschland, in der dritten bis sechsten Spalte die Werte der vier Modellspezifikationen. Die Daten sind jeweils preisbereinigt, logarithmiert und HP-gefiltert, für den Zeitraum 1991Q1-2008Q4. Details zu den Daten siehe Anhang D.

Tabelle 4.6: Statistiken des Modells mit zusätzlichem Präferenzschock für Deutschland, Teil 2

Datenquelle: Statistisches Bundesamt Deutschland, eigene Berechnung

In den Abbildungen 4.13 bis 4.15 sind die Kreuzkorrelationen zwischen Investitionen und Output dargestellt. Es ist festzustellen, dass die Modelle ohne Time-to-build für Geschäftskapital die simultane Korrelation von Haushalts- und Geschäftsinvestitionen deutlich unterschätzen. Sie zeigen eine Korrelation von etwa Null. Durch Time-to-build



Erläuterung: Auf der vertikalen Achse ist jeweils die Höhe der Korrelation, auf der horizontalen Achse jeweils der Lag j des Korrelationskoeffizienten $\rho(x_{ht}, x_{mt+j})$ angetragen. Die Boxen zeigen jeweils ein aus den realen Daten berechnetes Konfidenzintervall (5%- bis 95%-Quantil), die Punkte den zugehörigen Wert aus der jeweiligen Modellspezifikation.

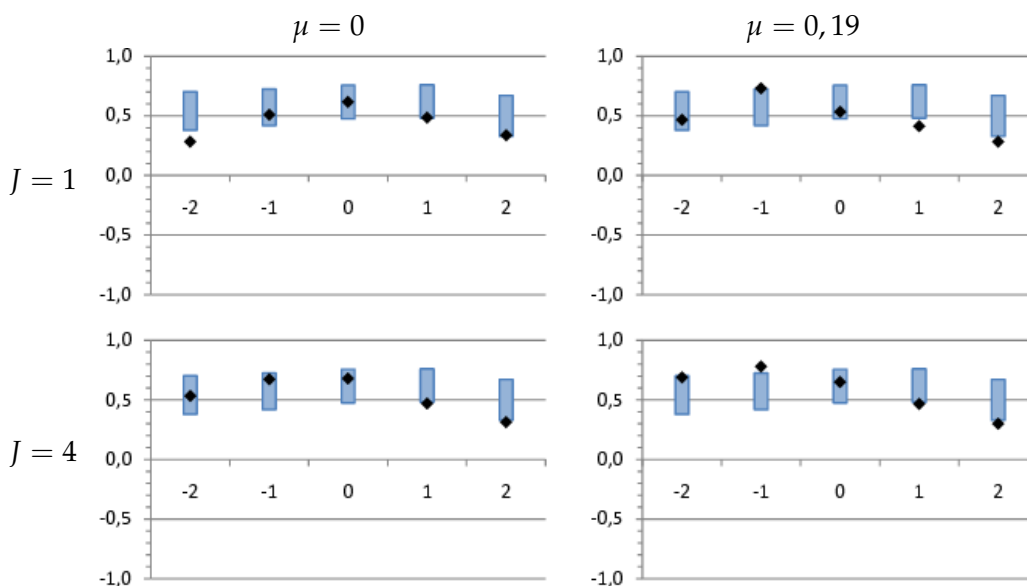
Oben links: ein Quartal Time-to-build ohne Komplementarität, oben rechts: ein Quartal Time-to-build mit Komplementarität, unten links: vier Quartale Time-to-build ohne Komplementarität, unten rechts: vier Quartale Time-to-build mit Komplementarität.

Abbildung 4.13: Kreuzkorrelationen von Geschäfts- und Haushaltsinvestitionen für Deutschland

Datenquelle: siehe Anhang D, eigene Berechnung

wird der kurzfristige Aufbau von Geschäftskapital sozusagen verteuert, der langfristige jedoch relativ günstig. Diese beiden Tatsachen fördern eine positive simultane Korrelation der beiden Investitionsarten. Das Lead-Lag-Muster der Daten kann kein Modell abbilden. Aus den Modellen ergibt sich ein Lead von Haushalts- gegenüber Geschäftsinvestitionen von ein bzw. zwei Perioden.

Die Modellergebnisse für die Höhe der Kreuzkorrelationen von Geschäftsinvestitionen und Output sind relativ nah an den realen Daten, den Lag von Geschäftsinvestitionen kann jedoch kein Modell darstellen. Die Modelle ohne Komplementarität liefern positive simultane Korrelation, die Modelle mit Komplementarität sogar einen Lead von einer Periode. Im Vergleich zu den Spezifikationen ohne Präferenzschock ändert sich nichts am Lead-Lag-Muster. Lediglich die Höhe der Kreuzkorrelationen ist nun geringer, und zwar in den Fällen ohne Time-to-build sogar um 11-22 Prozent.



Erläuterung: Auf der vertikalen Achse ist jeweils die Höhe der Korrelation, auf der horizontalen Achse jeweils der Lag j des Korrelationskoeffizienten $\rho(y_t, x_{mt+j})$ angetragen. Die Boxen zeigen jeweils ein aus den realen Daten berechnetes Konfidenzintervall (5%- bis 95%-Quantil), die Punkte den zugehörigen Wert aus der jeweiligen Modellspezifikation.

Oben links: ein Quartal Time-to-build ohne Komplementarität, oben rechts: ein Quartal Time-to-build mit Komplementarität, unten links: vier Quartale Time-to-build ohne Komplementarität, unten rechts: vier Quartale Time-to-build mit Komplementarität.

Abbildung 4.14: Kreuzkorrelationen von Geschäftsinvestitionen mit Output für Deutschland

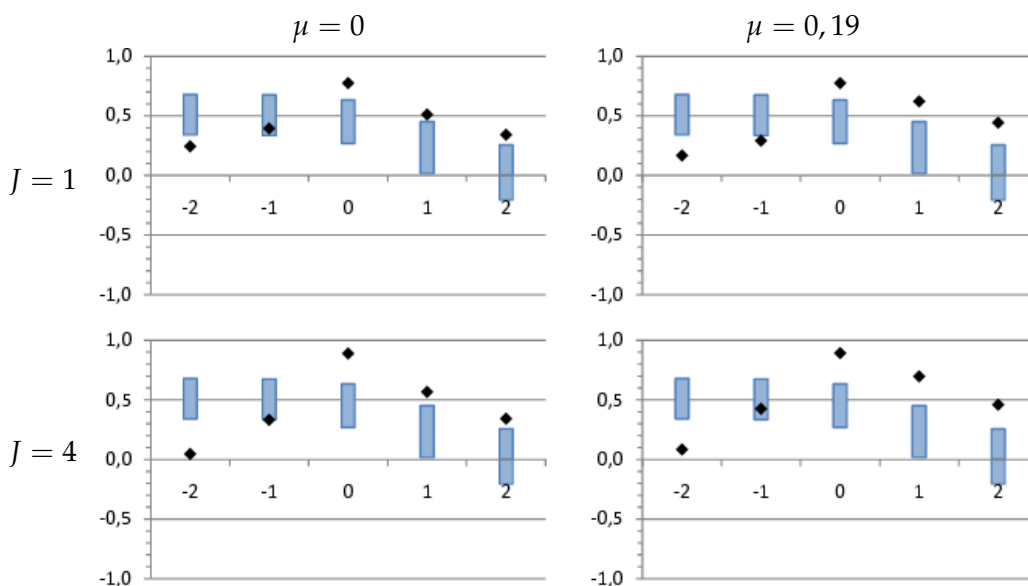
Datenquelle: siehe Anhang D, eigene Berechnung

Den Lead von zwei Perioden von Haushaltsinvestitionen bezüglich Output kann kein Modell abbilden. Alle vier Modelle zeigen einen ziemlich hohen Wert (0,77 bzw. 0,89) für die simultane Korrelation zwischen Haushaltsinvestitionen und Output. Die Ergebnisse sind demnach bei allen Spezifikationen weit entfernt vom Lead-lag-Muster, das die Daten zeigen. Im Vergleich zu den Modellen ohne Präferenzschock ändert sich das Lead-Lag-Muster nicht. Die Höhe der Kreuzkorrelationen ist nun jedoch geringer, und zwar um 16-37 Prozent.

4.6.2 Impuls-Antworten

Technologieschock Siehe Unterabschnitt Technologieschock im Abschnitt 4.3.2.

Präferenzschock Ein auffallender Unterschied zu den Impuls-Antwort-Funktionen des Technologieschocks ist die starke negative Reaktion der Geschäftsinvestitionen



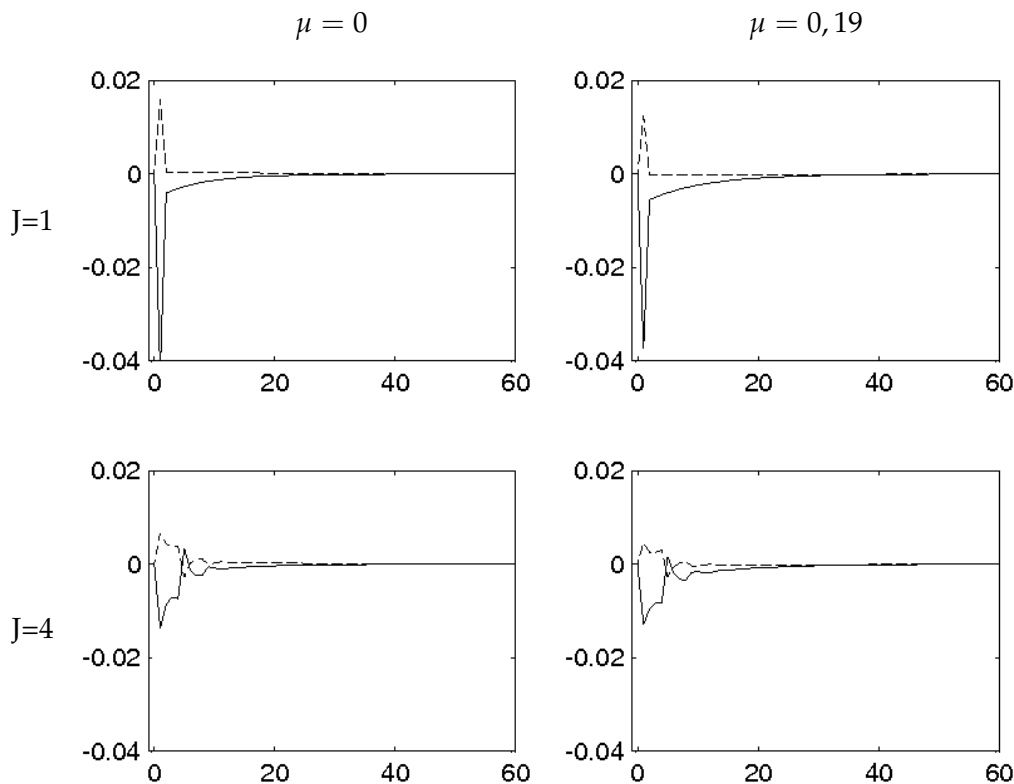
Erläuterung: Auf der vertikalen Achse ist jeweils die Höhe der Korrelation, auf der horizontalen Achse jeweils der Lag j des Korrelationskoeffizienten $\rho(y_t, x_{ht+j})$ angetragen. Die Boxen zeigen jeweils ein aus den realen Daten berechnetes Konfidenzintervall (5%- bis 95%-Quantil), die Punkte den zugehörigen Wert aus der jeweiligen Modellspezifikation.

Oben links: ein Quartal Time-to-build ohne Komplementarität, oben rechts: ein Quartal Time-to-build mit Komplementarität, unten links: vier Quartale Time-to-build ohne Komplementarität, unten rechts: vier Quartale Time-to-build mit Komplementarität.

Abbildung 4.15: Kreuzkorrelationen von Haushaltsinvestitionen mit Output für Deutschland

Datenquelle: siehe Anhang D, eigene Berechnung

auf den nachfrageseitigen Schock. Die Haushalte investieren somit nach dem Schock kurzfristig stark in Haushaltskapital auf Kosten von Geschäftskapital. Die Haushaltsinvestitionen zeigen eine positive Antwort in etwa der gleichen Größenordnung wie beim Technologieschock. Abbildung 4.16 zeigt, dass die Reaktion bei den Modellen ohne Komplementarität ein wenig schwächer ausfällt als bei den Spezifikationen mit Komplementarität. Deutlich größer ist der Unterschied zwischen den Modellen ohne Time-to-build zu denen mit vier Quartalen Time-to-build, da bei letzteren die Reaktionen um etwa die Hälfte geringer ausfallen. Hinzu kommt, dass nach fünf Perioden ein einmaliger Anstieg von Geschäftsinvestitionen über den Ausgangswert auftritt. Bei den Spezifikationen ohne Time-to-build fällt hingegen auf, dass der Anstieg der Haushaltsinvestitionen nach dem Anstieg in Periode 1 schon in der nächsten Periode auf das Ausgangsniveau zurückgeht.



Erläuterung: Auf der horizontalen Achse ist die Zeit bis Periode 60 (entspricht 15 Jahren) angetragen, auf der vertikalen Achse die logarithmische Abweichung vom Steady-State, d.h. ca. die prozentuale Abweichung vom Steady-State. Die durchgezogene Linie zeigt Geschäftsinvestitionen, die gestrichelte Linie zeigt Haushaltsinvestitionen. Der Schock tritt in Periode 1 ein.

Oben links: ein Quartal Time-to-build ohne Komplementarität, oben rechts: ein Quartal Time-to-build mit Komplementarität, unten links: vier Quartale Time-to-build ohne Komplementarität, unten rechts: vier Quartale Time-to-build mit Komplementarität.

Abbildung 4.16: Reaktion von Geschäfts- und Haushaltsinvestitionen auf einen Präferenzschock für Deutschland

Datenquelle: siehe Anhang D.2, eigene Berechnung

5 Empirische Analyse des Modells für das Vereinigte Königreich

Analog zum vorigen Abschnitt werden zunächst die verwendeten Daten beschrieben, dann die Kalibrierung durchgeführt und schließlich die simulierten Modelle untersucht.

5.1 Daten

Output wird berechnet als BIP minus die Konsumausgaben der privaten Haushalte für Wohndienstleistungen. Geschäftskapital wird berechnet als nicht-staatliche Anlagegüter minus nicht-staatliche Wohnbauten. Haushaltskapital wird berechnet als die Summe von

nicht-staatlichen Wohnbauten plus Konsumausgaben der privaten Haushalte für langlebige und kurzlebige Gebrauchsgüter. Betrachtet wird der Zeitraum von 1997Q1-2012Q1.

5.2 Kalibrierung

Für detailliertere Erläuterungen siehe Abschnitt 4.2. Ausgehend von den beschriebenen Daten werden die Kalibrierungsziele bzw. Parameterwerte festgelegt. Aus einem durchschnittlichen jährlichen Realzins von 3,8%¹⁴³ ergibt sich $\beta = 0,9907$. Laut Daten von Eurostat ergibt sich für den Zeitraum 1995-2011 implizierte Steuersätze¹⁴⁴ für Arbeit von $\tau_n = 0,257$ ¹⁴⁵ bzw. für Kapital ein durchschnittlicher Wert von 0,387. Trotz dem etwas niedrigeren Steuersatz auf Arbeit ist die Schattenwirtschaft im Vergleich zum BIP im Vereinigten Königreich von der gleichen Größenordnung wie in Deutschland.¹⁴⁶ Der Persistenzparameter für den Technologieschock wird wie für Deutschland auf $\rho = 0,95$ gesetzt. Für die Innovation des Technologieschocks der Produktionsfunktion wird eine Standardabweichung von 0,007 als Kalibrierungsziel festgelegt, d. h. $(1 - \alpha)(1 - \mu)\sigma = 0,007$.¹⁴⁷

Die Bestimmung der Parameter γ_m und γ_h für die Wachstumsfaktoren der investitionsspezifischen Technologien im Zeitraum von 1997 bis 2012 erfolgt wie in Anhang 2.2.2 beschrieben. Für die quartalsweise Wachstumsrate bzgl. Haushaltsinvestitionen ergibt sich ein positiver Wert, was bedeuten würde, dass γ_h kleiner als 1 (0,99457) ist. Daher wird $\gamma_h = 1$ gesetzt, wodurch sich die simulierten Ergebnisse kaum verändern. Für Geschäftsinvestitionen ergibt sich ein Wert von $\gamma_m = 1,0014$.

Die übrigen Parameter $\psi, \eta, \phi, \delta_h, \alpha, \delta_k$ und γ_z werden so gewählt, dass die Kalibrierungsziele aus Abschnitt 4.2 erfüllt werden. Für die Anzahl an Arbeitsstunden am Markt bzw. zu Hause gibt es vom ONS keine Daten auf Haushaltsebene, daher verwendet die Autorin durchschnittliche Werte pro Person. Aus dem Time Use Survey 2005 ergibt sich $n_m = 0,219$ und $n_h = 0,184$.¹⁴⁸ Der jährliche Wachstumsfaktor des realen Pro-Kopf-Konsums ohne Wohndienstleistungen liegt für das Vereinigte Königreich von 1997 bis

¹⁴³Siehe Anhang D.2.3.2.

¹⁴⁴Zu Kritik an der Berechnung siehe Abschnitt 4.2.

¹⁴⁵Busato und Chiarini (2004) bestimmen für 1999 einen Wert von 0,303 für Einkommenssteuer und Sozialabgaben im Vereinigten Königreich.

¹⁴⁶Siehe Schneider und Enste (1999).

¹⁴⁷Siehe Abschnitt 4.2.

¹⁴⁸Siehe Anhang D.2.1.

2012 im Mittel bei 1,033, somit lautet das Kalibrierungsziel $g = 1,0082$. Für den Zeitraum 1997-2012 ergeben sich durchschnittliche Verhältnisse von Marktkapital zu Output von 1,35 und Haushaltskapital zu Output von 3,20. Als Verhältnis für Geschäftsinvestitionen ohne Investitionen in Wohnbauten zu Output resultiert ein Mittelwert von 0,117. Als Verhältnis für Investitionen in Haushaltskapital zu Output ergibt sich im Mittel 0,157.

Aus den Gleichgewichtsbedingungen¹⁴⁹ errechnen sich die Werte $\delta_h = 0,041$ und $\delta_k = 0,078$ bzw. $\delta_k = 0,076$ für $J = 1$ bzw. $J = 4$. Weiterhin erhalten wir mit den notwendigen Bedingungen erster Ordnung¹⁵⁰ für $J = 1$ bzw. $J = 4$ für die Kapitalintensität $\alpha = 0,146$ bzw. $\alpha = 0,150$. Diese Werte liegen sehr nahe an denen für Deutschland. Die Elastizität der effektiven Arbeitsstunden bzgl. Haushaltskapital, μ , wird auf 0,19 festgesetzt. Für die übrigen Parameter resultieren aus den Gleichungen für das Gleichgewicht (siehe Anhang C.2) die Werte wie in Tabelle 5.1 dargestellt. Es zeigt sich, dass insbesondere η einen deutlich höheren Wert annimmt als für Deutschland und die USA.

	$\mu = 0$		$\mu = 0,19$	
	$J = 1$	$J = 4$	$J = 1$	$J = 4$
γ_z	1,008	1,008	1,008	1,008
ϕ	0,260	0,261	0,134	0,136
η	2,382	2,370	1,930	1,920
ψ	0,992	0,988	0,687	0,684

Tabelle 5.1: Kalibrierte Werte von Parametern (abhängig von J und μ)
Datenquelle: siehe Anhang D.2, eigene Berechnungen

5.3 Modell mit Technologieschock

5.3.1 Simulation und Statistiken

Zur weiteren Untersuchung der Modellvarianten werden wir die mit Hilfe von Dynare¹⁵¹ basierend auf Simulationen berechneten Statistiken mit denen der realen Daten vergleichen.¹⁵² Das Vorgehen erfolgt analog zu Abschnitt 4.3.1.

¹⁴⁹Siehe Gleichungen 20 und 19 in Anhang C.2.

¹⁵⁰Siehe Anhang C.4.

¹⁵¹Siehe Anhang E. In Abschnitt E.2 sind zudem die zugehörigen mod-Dateien angegeben.

¹⁵²Dieses Vorgehen ist analog z. B. zu Greenwood und Hercowitz (1991).

Vergleich der Modellstatistiken mit Daten für das Vereinigte Königreich Die Tabellen 5.2 und 5.3 machen deutlich, inwieweit die vier Modellspezifikationen die realen Daten abbilden können. Die Ergebnisse basieren auf den Daten, die in Anhang 1 erläutert werden. Die Daten wurden logarithmiert und HP-gefiltert verwendet. Die Volatilität von Output wird ohne Komplementarität und Time-to-build überschätzt, ansonsten unterschätzt. Am nächsten liegt der Wert für Time-to-build ohne Komplementarität. Die relative Standardabweichung von Arbeitsstunden am Markt wird von allen vier Spezifikationen etwas zu gering abgebildet, bzgl. Marktkonsum wird die relative Streuung von allen Modellen viel zu gering abgebildet. Die Werte für die relative Volatilität von Geschäftsinvestitionen haben eine große Spannweite, wobei der Wert ohne Komplementarität und Time-to-build zu hoch ist und für die anderen Spezifikationen zu gering. Die relative Volatilität von Haushaltsinvestitionen wird von allen Modellen deutlich überschätzt. Die simultane Korrelation von Arbeitsstunden am Markt mit Output wird von allen Modellen stark überschätzt. Die in den Daten hohe simultane Korrelation von Marktkonsum mit Output von 0,92 wird von allen Spezifikationen annähernd und nur leicht zu hoch abgebildet.

Zur Veranschaulichung der Lead-Lag-Muster von Geschäfts- und Haushaltsinvestitionen im Vergleich der vier Modelle mit den realen Ergebnissen dienen die folgenden Abbildungen 5.1 bis 5.3. Es sind jeweils die Kreuzkorrelationen für alle vier Modelle abgebildet. Einmal zwischen Geschäfts- und Haushaltsinvestitionen und dann noch jeweils in Bezug auf den Output. Dargestellt sind die Modellwerte und das aus den realen Daten berechnete Konfidenzintervall von $\pm 1,96\sigma$.

Der Lead von Haushaltsinvestitionen bzgl. Output um eine Periode wird lediglich ohne Time-to-build und ohne Komplementarität dargestellt, ansonsten zeigen die Spezifikationen eine positive simultane Korrelation. Die positive simultane Korrelation von Geschäftsinvestitionen zu Output wird von allen Modellen außer dem ohne Time-to-build und ohne Komplementarität abgebildet. Der Lead von Haushalts- gegenüber Geschäftsinvestitionen um zwei Perioden kann von keinem Modell abgebildet werden. Ohne Time-to-build ergibt sich ein Lag von einer Periode, mit Time-to-build eine positive

Statistiken der vier Benchmarkspezifikationen für das Vereinigte Königreich					
Teil 1					
Statistik	Daten VK	Ohne Time-to-build		Vier Quartale Time-to-build	
		Ohne Komplementarität	Mit Komplementarität	Ohne Komplementarität	Mit Komplementarität
σ_y	1,46	1,63	1,39	1,41	1,29
σ_{n_m} / σ_y	0,51	0,47	0,43	0,44	0,41
σ_{c_m} / σ_y	0,66	0,46	0,51	0,49	0,53
σ_{x_m} / σ_y	3,56	4,81	2,71	2,41	1,84
σ_{x_h} / σ_y	1,27	3,73	2,81	3,05	2,96
$\sigma_{x_h} / \sigma_{x_m}$	0,36	0,78	1,04	1,27	1,61
$\rho(n_{mt}, y_t)$	0,59	0,96	0,95	0,96	0,95
$\rho(c_{mt}, y_t)$	0,92	0,93	0,94	0,94	0,95

Erläuterung: In den Zeilen sind zum einen die (relativen) Standardabweichungen σ_x verschiedener Variablen und zum anderen der Korrelationskoeffizient $\rho(x_t, y_t)$ einer Variablen x_t mit Output angegeben. Hierbei bezeichnet y den Output, c_m den Konsum am Markt, x_m Investitionen in Marktkapital, x_h Investitionen in Haushaltskapital und n_m Arbeitsstunden der Erwerbstätigen. In der zweiten Spalte befinden sich die Werte aus den Daten für Deutschland, in der dritten bis sechsten Spalte die Werte der vier Modellspezifikationen. Die Daten sind jeweils preisbereinigt, logarithmiert und HP-gefiltert, für den Zeitraum 1997Q1-2012Q1. Details zu den Daten siehe Anhang D.

Tabelle 5.2: Statistiken der vier Benchmarkspezifikationen für das Vereinigte Königreich, Teil 1

Datenquellen: ONS, EuroStat, OECD, eigene Berechnung

simultane Korrelation. Die Volatilität von Haushaltsinvestitionen relativ zur Volatilität von Geschäftsinvestitionen wird von allen Modellen gravierend überschätzt.

5.3.2 Impuls-Antworten

An dieser Stelle werden die Modelle unter Einbeziehung des in Abschnitt 3 beschriebenen Technologieschocks untersucht. Zur Erläuterung dient die Darstellung der Impuls-Antwort-Funktionen für die vier unterschiedlichen Modellvarianten (siehe Abb. 5.4).

Technologieschock Anhand Abbildung 5.4 ist zu sehen, dass für das Modell ohne Time-to-build, ohne Komplementarität die Haushaltsinvestitionen zunächst negativ und anschließend stark positiv reagieren. Eine Hinzunahme von Komplementarität verhindert den negativen Ausschlag und schwächt den positiven Anstieg. Mit Time-to-build reagieren Haushaltsinvestitionen bereits in der ersten Periode mit einem Anstieg um gut

Statistiken der vier Benchmarkspezifikationen für das Vereinigte Königreich

Teil 2

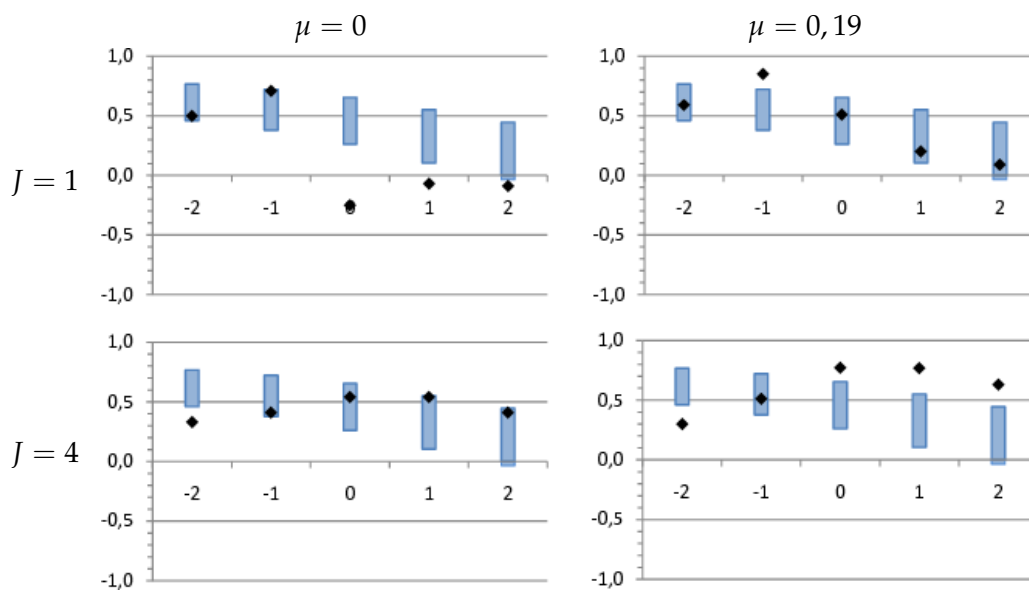
Statistik	Daten VK	Ohne Time-to-build		Vier Quartale Time-to-build	
		Ohne Komplementarität	Mit Komplementarität	Ohne Komplementarität	Mit Komplementarität
$\rho(x_{ht+2}, y_t)$	0,45	0,24	0,49	0,35	0,48
$\rho(x_{ht+1}, y_t)$	0,67	0,40	0,69	0,57	0,71
$\rho(x_{ht}, y_t)$	0,82	0,64	0,912	0,90	0,95
$\rho(x_{ht-1}, y_t)$	0,87	0,95	0,908	0,44	0,54
$\rho(x_{ht-2}, y_t)$	0,84	0,58	0,55	0,20	0,23
$\rho(x_{mt+2}, y_t)$	0,66	0,41	0,49	0,45	0,47
$\rho(x_{mt+1}, y_t)$	0,78	0,565	0,67	0,62	0,68
$\rho(x_{mt}, y_t)$	0,81	0,563	0,78	0,82	0,90
$\rho(x_{mt-1}, y_t)$	0,75	-0,09	0,19	0,61	0,77
$\rho(x_{mt-2}, y_t)$	0,60	-0,13	0,07	0,37	0,54
$\rho(x_{ht+2}, x_{mt})$	0,22	-0,09	0,09	0,41	0,63
$\rho(x_{ht+1}, x_{mt})$	0,35	-0,07	0,20	0,538	0,770
$\rho(x_{ht}, x_{mt})$	0,48	-0,25	0,51	0,539	0,774
$\rho(x_{ht-1}, x_{mt})$	0,57	0,71	0,85	0,41	0,51
$\rho(x_{ht-2}, x_{mt})$	0,64	0,50	0,59	0,32	0,30

Erläuterung: In den Zeilen sind die Kreuzkorrelationen zwischen Output, Haushalts- und Geschäftsinvestitionen (y_t, x_{ht}, x_{mt}) jeweils bis zum Lead bzw. Lag von zwei Perioden angegeben. In der zweiten Spalte befinden sich die Werte aus den Daten für Deutschland, in der dritten bis sechsten Spalte die Werte der vier Modellspezifikationen. Die Daten sind jeweils preisbereinigt, logarithmiert und HP-gefiltert, für den Zeitraum 1997Q1-2012Q1. Details zu den Daten siehe Anhang D.

Tabelle 5.3: Statistiken der vier Benchmarkspezifikationen für das Vereinigte Königreich, Teil 2

Datenquellen: ONS, EuroStat, OECD, eigene Berechnung

drei Prozent. Die Geschäftsinvestitionen steigen hingegen ohne Time-to-build bereits in der ersten Periode stark, mit Time-to-build wird der höchste Anstieg erst in der vierten Periode erreicht. Ohne Time-to-build ist die Reaktion stärker als für Haushaltsinvestitionen, mit Time-to-build jedoch etwas schwächer. Insbesondere ist der Anstieg von Geschäftsinvestitionen im Fall ohne Time-to-build, ohne Komplementarität mehr als doppelt so hoch als bei den übrigen Spezifikationen, nämlich über acht Prozent. Insbesondere ist die negative Korrelation $\rho(x_{ht}, x_{mt}) = -0,25$ für das Modell ohne Time-to-build und Komplementarität zu erkennen.



Erläuterung: Auf der vertikalen Achse ist jeweils die Höhe der Korrelation, auf der horizontalen Achse jeweils der Lag j des Korrelationskoeffizienten $\rho(x_{ht}, x_{mt+j})$ angetragen. Die Boxen zeigen jeweils ein aus den realen Daten berechnetes Konfidenzintervall (5%- bis 95%-Quantil), die Punkte den zugehörigen Wert aus der jeweiligen Modellspezifikation.

Oben links: ein Quartal Time-to-build ohne Komplementarität, oben rechts: ein Quartal Time-to-build mit Komplementarität, unten links: vier Quartale Time-to-build ohne Komplementarität, unten rechts: vier Quartale Time-to-build mit Komplementarität.

Abbildung 5.1: Kreuzkorrelationen von Geschäfts- und Haushaltsinvestitionen für das Vereinigte Königreich

Datenquelle: siehe Anhang D, eigene Berechnung

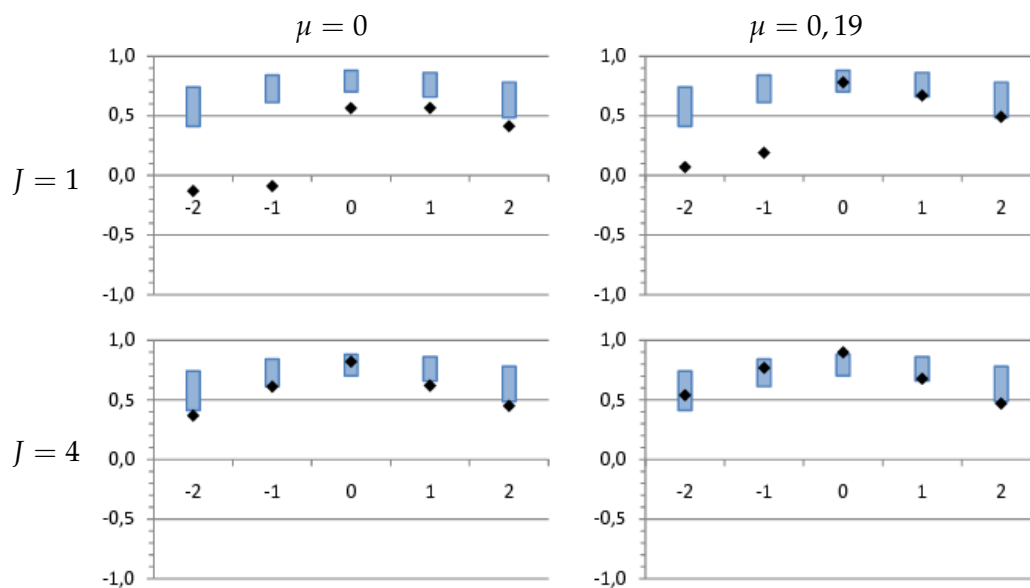
5.4 Bayessche Schätzung der Modellparameter

Um die kalibrierten Werte der Parameter zu überprüfen, wird wieder eine Bayessche Schätzung mit Hilfe von Dynare durchgeführt.¹⁵³ Die verwendeten realen Daten sind in diesem Falle Werte für den Output, nämlich Quartalsdaten des BIP abzüglich Konsum von Wohndienstleistungen, die logarithmiert an Dynare übergeben werden.¹⁵⁴ Bezugnehmend auf die Überlegungen zur Kalibrierung in Abschnitt 5.2 wählt die Autorin die A-priori-Verteilungen wie in Tabelle 5.4 angegeben.

Es werden Graphiken mit A-priori- und A-posteriori-Verteilungen für alle vier Spezifikationen abgebildet. Details zum Vorgehen mit Hilfe von Dynare siehe Abschnitt 4.4.

¹⁵³Die zugehörigen mod-Dateien befinden sich in Anhang E.3.

¹⁵⁴Siehe Abschnitt 5.1 und Anhang D.1.



Erläuterung: Auf der vertikalen Achse ist jeweils die Höhe der Korrelation, auf der horizontalen Achse jeweils der Lag j des Korrelationskoeffizienten $\rho(y_t, x_{mt+j})$ angetragen. Die Boxen zeigen jeweils ein aus den realen Daten berechnetes Konfidenzintervall (5%- bis 95%-Quantil), die Punkte den zugehörigen Wert aus der jeweiligen Modellspezifikation.

Oben links: ein Quartal Time-to-build ohne Komplementarität, oben rechts: ein Quartal Time-to-build mit Komplementarität, unten links: vier Quartale Time-to-build ohne Komplementarität, unten rechts: vier Quartale Time-to-build mit Komplementarität.

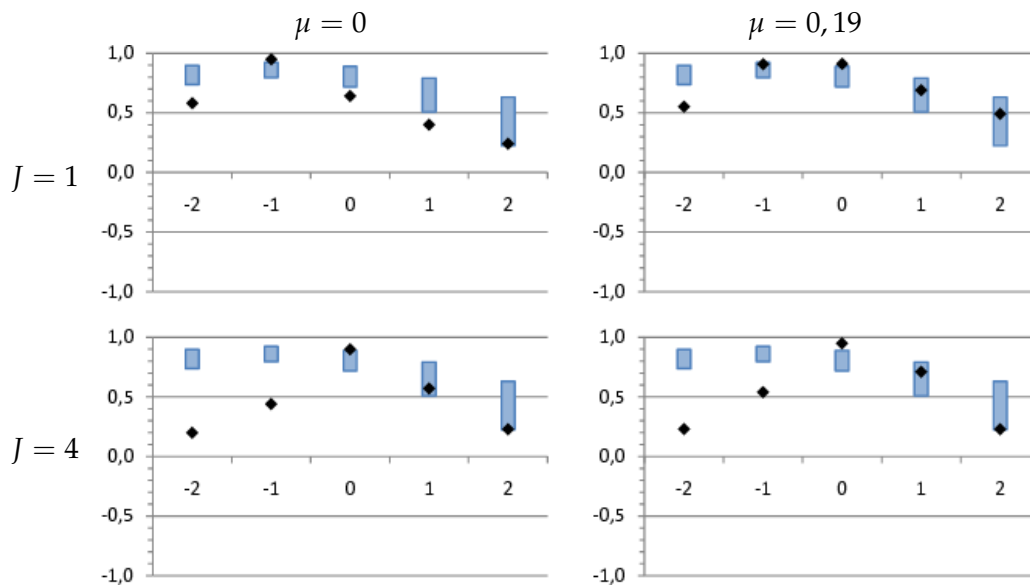
Abbildung 5.2: Kreuzkorrelationen von Geschäftsinvestitionen mit Output für das Vereinigte Königreich

Datenquelle: siehe Anhang D, eigene Berechnung

Aus den Abbildungen 5.5-5.8 ist zu sehen, dass die A-posteriori-Verteilungen kaum mit den A-priori-Verteilungen übereinstimmen.

Zuerst zu den Ergebnissen für das Modell ohne Komplementarität und ohne Time-to-build (siehe Abb. 5.5). Für die Parameter β , τ_n , δ_k , und γ_z weichen zumindest die Mittelwerte $\beta = 0,9916$, $\tau_n = 0,2318$, $\delta_k = 0,0775$, und $\gamma_z = 1,0095$ nur wenig vom A-priori-Wert ab. Noch relativ nahe an den A-priori-Vorgaben liegt der Schätzwert der Parameter $\rho = 0,9758$, $\delta_h = 0,0503$, $\gamma_m = 1,0026$ und $\sigma = 0,00050$. Viel höhere Werte als die A-priori-Mittelwerte ergeben sich für $\alpha = 0,2336$, $\tau_k = 0,6530$, $\psi = 1,5278$ und $\gamma_m = 1,0026$. Bedeutend niedriger liegt der A-posteriori-Mittelwert bei den Parametern $\phi = 0,0528$ und $\eta = 1,5278$.

Die A-posteriori-Verteilungen der Parameter für das Modell mit Komplementarität, ohne Time-to-build sind in Abbildung 5.6 abgebildet. Auch in diesem Fall liegen nur wenige A-posteriori-Mittelwerte sehr nahe an den vorgegebenen, nämlich $\rho = 0,9424$,



Erläuterung: Auf der vertikalen Achse ist jeweils die Höhe der Korrelation, auf der horizontalen Achse jeweils der Lag j des Korrelationskoeffizienten $\rho(y_t, x_{ht+j})$ angetragen. Die Boxen zeigen jeweils ein aus den realen Daten berechnetes Konfidenzintervall (5%- bis 95%-Quantil), die Punkte den zugehörigen Wert aus der jeweiligen Modellspezifikation.

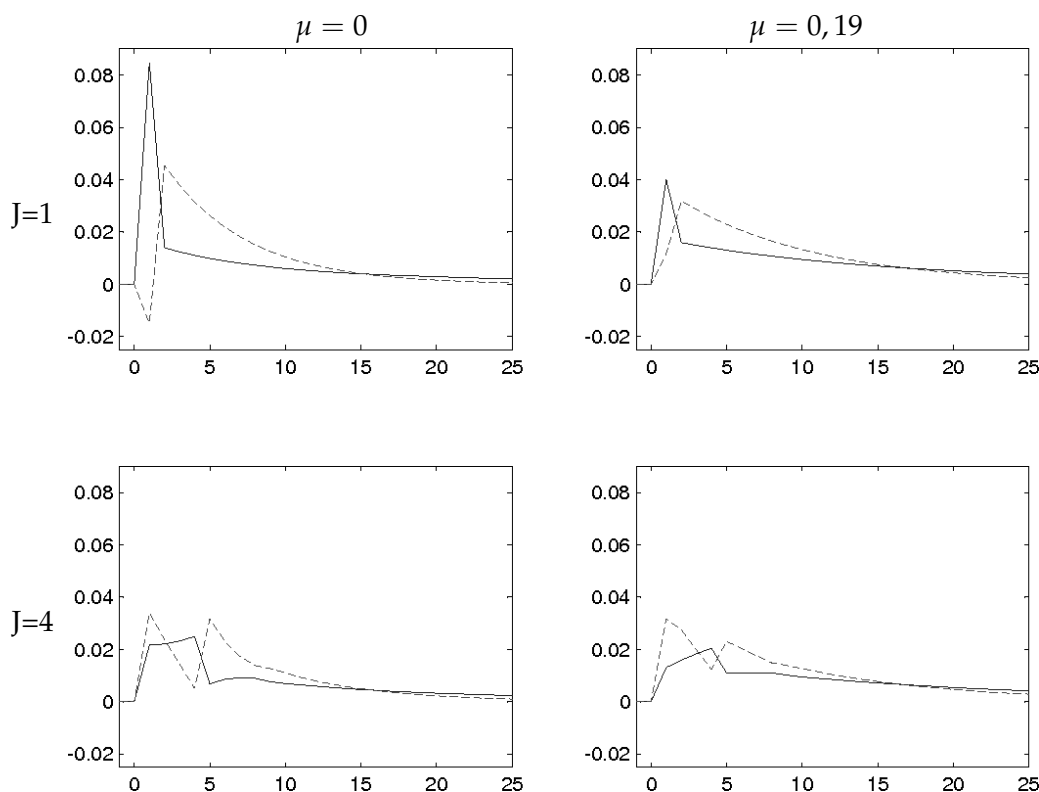
Oben links: ein Quartal Time-to-build ohne Komplementarität, oben rechts: ein Quartal Time-to-build mit Komplementarität, unten links: vier Quartale Time-to-build ohne Komplementarität, unten rechts: vier Quartale Time-to-build mit Komplementarität.

Abbildung 5.3: Kreuzkorrelationen von Haushaltsinvestitionen mit Output für das Vereinigte Königreich

Datenquelle: siehe Anhang D, eigene Berechnung

$\delta_k = 0,0834$, $\gamma_m = 1,0010$ und noch ganz gut $\mu = 0,2197$. Bereits größere Diskrepanz zeigt sich für $\beta = 0,9929$, $\tau_n = 0,2037$, $\delta_h = 0,0655$, $\gamma_h = 1,0014$, $\gamma_z = 1,0057$, $\eta = 1,5991$ und $\sigma = 0,0043$. Noch deutlich stärker unterscheiden sich die Mittelwerte bei $\alpha = 0,2450$, $\tau_k = 0,6567$, $\phi = 0,0629$ und $\psi = 1,5450$.

Beim Modell ohne Komplementarität, aber mit Time-to-build (siehe Abb. 5.7) ist die Übereinstimmung der Mittelwerte für $\delta_k = 0,0746$, $\delta_h = 0,0336$, $\gamma_h = 1,0009$ und $\sigma = 0,0062$ noch zufriedenstellend, für die restlichen Parameter weicht der Schätzwert deutlich vom A-priori-Mittelwert ab, $\rho = 0,9968$, $\alpha = 0,2496$, $\rho = 0,9996$, $\tau_k = 0,7275$, $\tau_n = 0,0949$, $\gamma_m = 1,0003$, $\gamma_z = 1,0005$, $\phi = 0,3885$, $\eta = 1,5250$ und $\psi = 2,4021$. Für die Spezifikationen mit Time-to-build liegt die geringste Konsistenz zwischen A-priori- und A-posteriori-Verteilungen vor. Das Modell mit Time-to-build und Komplementarität liefert nämlich ähnlich schlechte Entsprechungen zwischen den Parametermittelwerten. Lediglich für τ_n und δ_k liegt der A-posteriori-Wert mit $\tau_n = 0,2648$ bzw. $\delta_k = 0,0734$ nahe



Erläuterung: Auf der horizontalen Achse ist die Zeit bis Periode 25 (entspricht sechseinviertel Jahren) angetragen, auf der vertikalen Achse die logarithmische Abweichung vom Steady-State, d.h. ca. die prozentuale Abweichung vom Steady-State. Die durchgezogene Linie zeigt Geschäftsinvestitionen, die gestrichelte Linie zeigt Haushaltsinvestitionen. Der Schock tritt in Periode 1 ein. Oben links: ein Quartal Time-to-build ohne Komplementarität, oben rechts: ein Quartal Time-to-build mit Komplementarität, unten links: vier Quartale Time-to-build ohne Komplementarität, unten rechts: vier Quartale Time-to-build mit Komplementarität.

Abbildung 5.4: Reaktion von Geschäfts- und Haushaltsinvestitionen auf einen Technologieschock für das Vereinigte Königreich
Datenquelle: siehe Anhang D.2, eigene Berechnung

am vorgegebenen. Schlechter sieht es aus für $\delta_h = 0,0196$, $\gamma_h = 1,0012$, $\eta = 1,5676$ und $\sigma = 0,004$. Der geschätzte Wert für den Parameter μ ist mit $0,3597$ zumindest in einem realistischen Bereich, wenn auch nicht gerade nahe am A-priori-Mittelwert $0,19$. Größere Diskrepanz besteht schließlich für die übrigen Parameter, $\beta = 0,9984$, $\alpha = 0,3253$, $\rho = 0,9997$, $\tau_k = 0,7222$, $\gamma_m = 1,0003$, $\gamma_z = 1,0003$, $\phi = 0,0550$ und $\psi = 1,5679$.

Insgesamt ist festzustellen, dass die Produktionselastizität von Geschäftskapital α deutlich höher geschätzt wird als der kalibrierte Wert von etwa $0,15$. Insbesondere für die Modelle mit Time-to-build ergeben sich sehr hohe Werte für β und ρ , was zum einen extrem niedrige Zinsen, zum anderen eine sehr hohe Persistenz des Technologieschocks

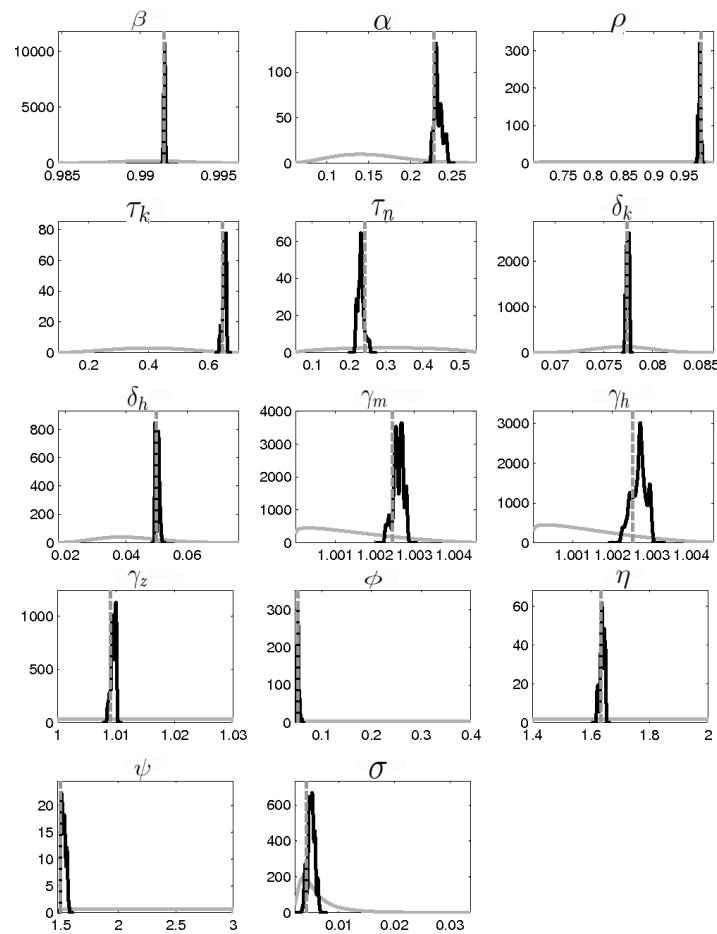
Parameter	Verteilung	Erwartungs- wert	Standard- abweichung	untere Intervallgrenze	obere
β	Betaverteilung	0,9907	0,002	0,98	0,9999
α	Betaverteilung	0,15	0,04	0,05	0,35
ρ	Betaverteilung	0,85	0,08	0,7	0,9999
τ_k	Betaverteilung	0,4	0,12	0,05	0,75
τ_n	Betaverteilung	0,3	0,12	0,05	0,55
δ_k	Betaverteilung	0,077	0,003	0,01	0,15
δ_h	Betaverteilung	0,041	0,01	0,01	0,15
γ_m	Betaverteilung	1,0014	0,0025	1	1,01
γ_h	Betaverteilung	1,0014	0,001	1	1,003
γ_z	Gleichverteilung	1,008	0,1	1	1,03
ϕ	Gleichverteilung	0,2	0,1	0,05	0,4
η	Gleichverteilung	1,6803	0,3	1,4	2
ψ	Gleichverteilung	2,15	0,6	1,5	3
σ	Inverse Gammaverteilung	0,007	0,01	0	∞
μ	Inverse Gammaverteilung	0,19	0,185	0	∞

Erläuterung: Die Tabelle enthält die basierend auf den Kalibrierungswerten gewählten A-priori-Verteilungen für die Bayessche Schätzung der Modellparameter. Details zu den Parametern bzw. deren Kalibrierungswerten siehe III.3 bzw. III.4.2.

Tabelle 5.4: Gewählte A-Priori-Verteilungen der Modellparameter für die Bayessche Schätzung, Vereinigtes Königreich

Quelle: Eigene Darstellung

bedeuten würde. Bzgl. der Steuer werden für alle Modelle ziemlich hohe Werte zwischen 0,65 und 0,73 für die Steuer auf Kapital geschätzt. Beim Steuersatz auf Arbeit fällt die Spezifikation mit Time-to-build, ohne Komplementarität aus der Rolle mit einem extrem niedrigen Wert von 0,0949. Die beiden Parameter der Nutzenfunktion ψ und η liegen mit ihren A-posteriori-Werten weit entfernt von den kalibrierten. Für η , die Gewichtung von Freizeit, liegen die Schätzwerte mit Ergebnissen zwischen 1,52 – 1,64 unter den vorgegebenen, für die Gewichtung von Haushaltskonsum ψ liefern drei Modelle Werte in ähnlicher Größenordnung wie für η , nämlich 1,52 – 1,57, die damit jedoch niedriger als der kalibrierte Wert sind. Lediglich die Spezifikation mit Time-to-build, ohne Komplementarität ergibt mit $\psi = 2,4021$ einen höheren Wert. Schließlich zeigt sich auch bei der Produktionselastizität für Haushaltskapital in der Haushaltsproduktion ϕ , dass das Mo-



Erläuterung: Die graue Linie zeigt jeweils die A-priori-Verteilung der Parameter, die schwarze Linie die A-posteriori-Verteilung. Die gestrichelte senkrechte Linie zeigt den A-posteriori-Modus an.

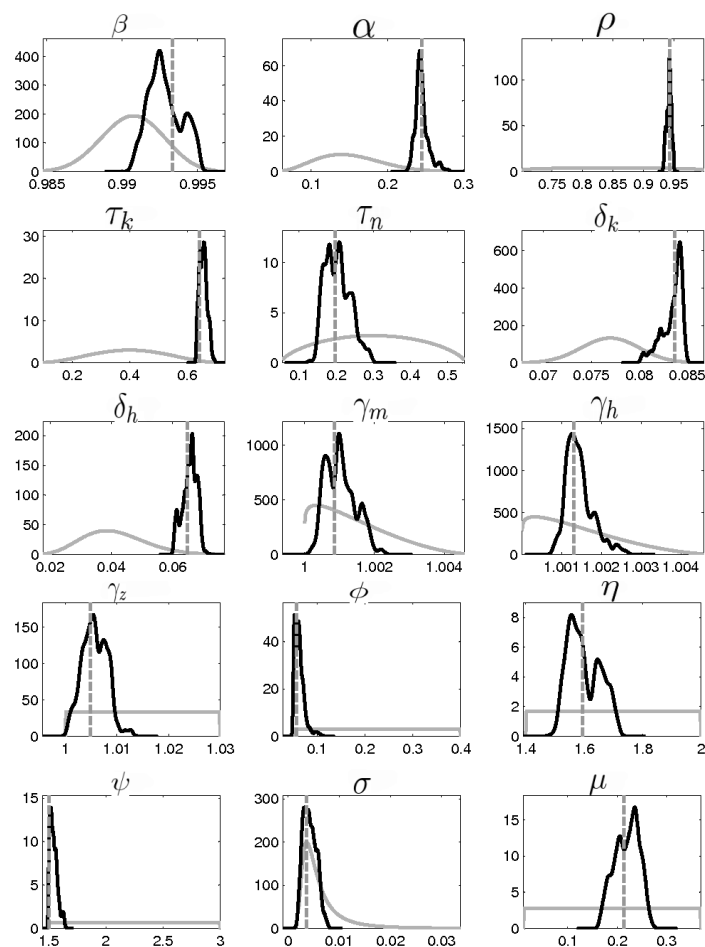
Abbildung 5.5: Vergleich von A-priori- zu A-posteriori-Verteilung der Parameter bei der Bayesschen Schätzung des Modells ohne Komplementarität und ohne Time-to-build für das Vereinigte Königreich

Datenquelle: siehe Abschnitt 5.1 und Anhang D.1, eigene Berechnung

dell mit Time-to-build, ohne Komplementarität ein entgegengesetztes Ergebnis wie die übrigen aufweist. Es wird hier der Parameter mit 0,39 höher geschätzt und die übrigen drei Werte liegen mit ca. 0,06 sehr niedrig.

5.5 Test auf Robustheit der Ergebnisse

Zunächst wird die Robustheit bzgl. des Parameters μ untersucht. Hierfür wird überprüft, wie sich die relative Standardabweichung von Haushalts- zu Geschäftsinvestitionen und



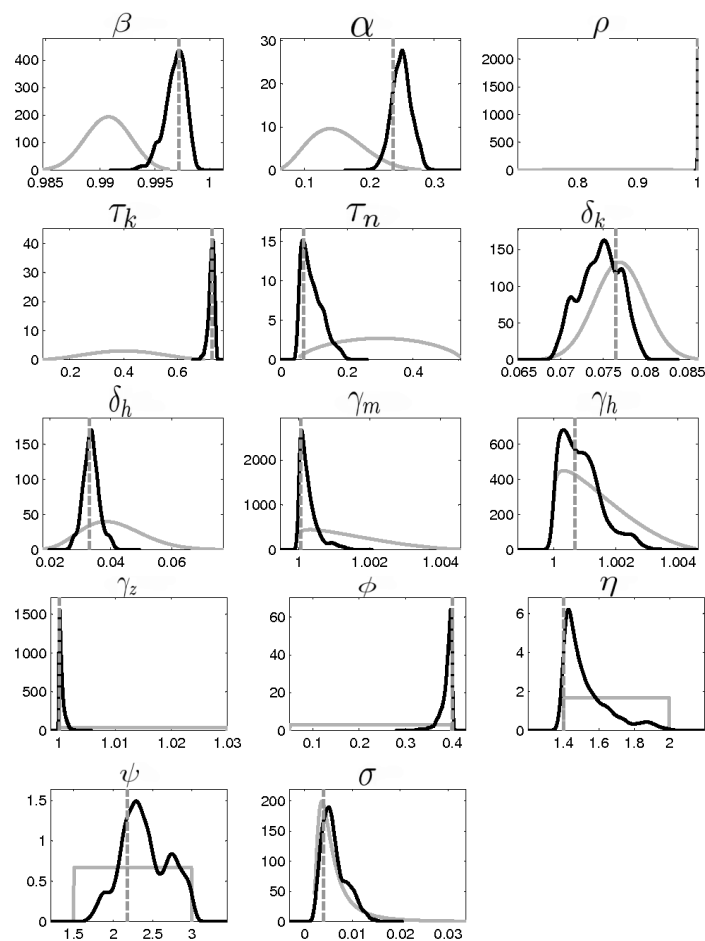
Erläuterung: Die graue Linie zeigt jeweils die A-priori-Verteilung der Parameter, die schwarze Linie die A-posteriori-Verteilung. Die gestrichelte senkrechte Linie zeigt den A-posteriori-Modus an.

Abbildung 5.6: Vergleich von A-priori- zu A-posteriori-Verteilung der Parameter bei der Bayesschen Schätzung des Modells mit Komplementarität, ohne Time-to-build für das Vereinigte Königreich

Datenquelle: siehe Abschnitt 5.1 und Anhang D.1, eigene Berechnung

die Beziehungen zwischen Output und Investitionen ändern, wenn μ Werte zwischen 0 und 0,3 annimmt. Die Ergebnisse sind graphisch dargestellt in Abbildungen 5.9 bis 5.12.

Für die relative Standardabweichung von Haushalts- zu Geschäftsinvestitionen stellen wir fest, dass die angenommenen Werte zwischen ungefähr 1,3 und 1,9 liegen (siehe Abb. 5.9). Für steigendes μ ergibt sich eine höhere relative Standardabweichung. Der Wert aus den Daten von 1,46 wird für einen Parameterwert von etwa 0,13 angenommen. Recht robust verhalten sich die Kreuzkorrelationen von Haushaltsinvestitionen und Output bzgl. μ (siehe Abb. 5.10). Für alle getesteten Werte von μ liegt zwischen Haushalts-

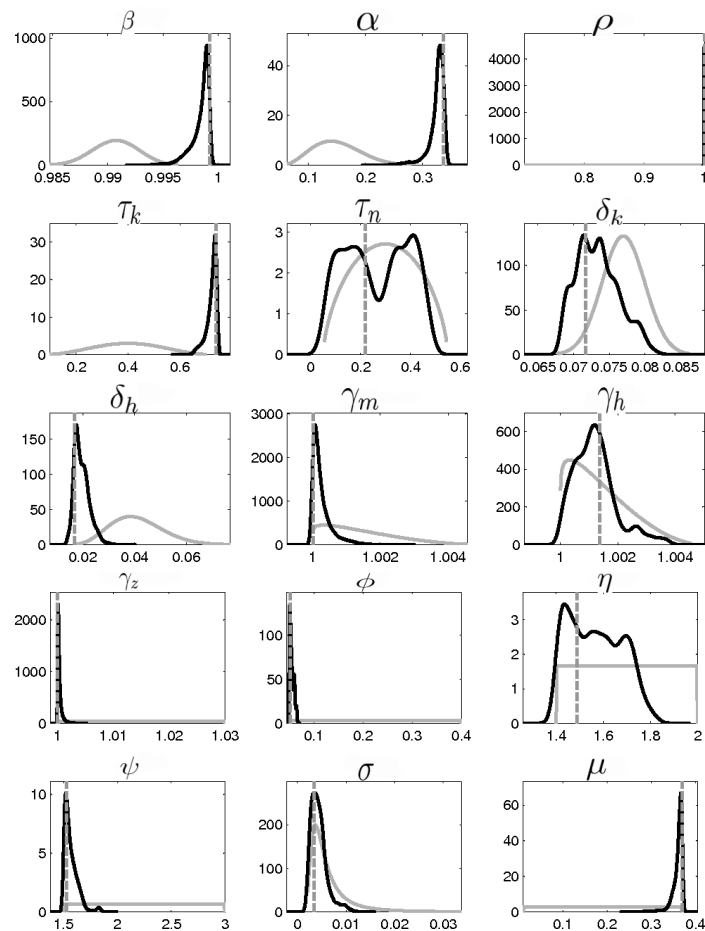


Erläuterung: Die graue Linie zeigt jeweils die A-priori-Verteilung der Parameter, die schwarze Linie die A-posteriori-Verteilung. Die gestrichelte senkrechte Linie zeigt den A-posteriori-Modus an.

Abbildung 5.7: Vergleich von A-priori- zu A-posteriori-Verteilung der Parameter bei der Bayesschen Schätzung des Modells ohne Komplementarität, mit Time-to-build für das Vereinigte Königreich

Datenquelle: siehe Abschnitt 5.1 und Anhang D.1, eigene Berechnung

investitionen und Output eine positive simultane Korrelation in Höhe von etwa 0,9-0,95 vor. Ähnlich verhält es sich mit den Kreuzkorrelationen von Geschäftsinvestitionen und Output (siehe Abb. 5.11). Hier zeigt das Modell stets eine positive simultane Korrelation, wobei die Höhe zwischen 0,82 und 0,91 liegt. Weniger robust hingegen verhält sich das Lead-Lag-Muster zwischen beiden Investitionsströmen. Hier zeigt das Modell ab einem Wert für μ von etwa 0,2 einen Lead von Geschäftsinvestitionen um eine Periode (siehe Abb. 5.12). Tatsächlich liegt ein Lead von Haushaltsinvestitionen um zwei Perioden vor.

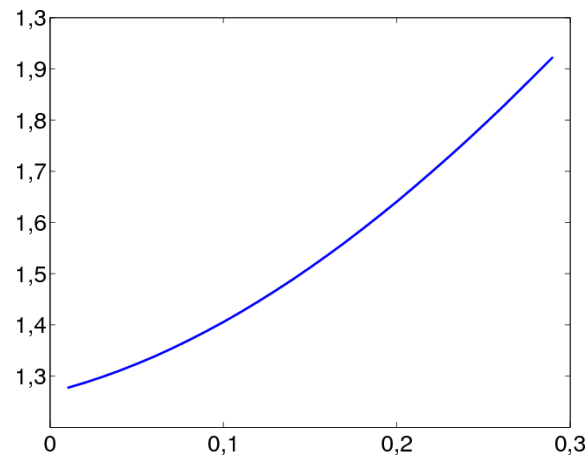


Erläuterung: Die graue Linie zeigt jeweils die A-priori-Verteilung der Parameter, die schwarze Linie die A-posteriori-Verteilung. Die gestrichelte senkrechte Linie zeigt den A-posteriori-Modus an.

Abbildung 5.8: Vergleich von A-priori- zu A-posteriori-Verteilung der Parameter bei der Bayesschen Schätzung des Modells mit Komplementarität und Time-to-build für das Vereinigte Königreich

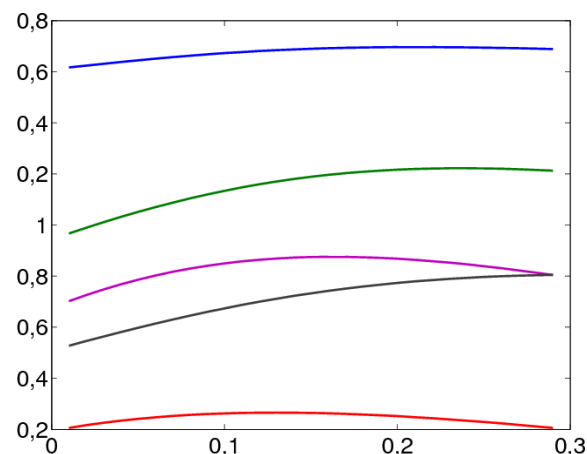
Datenquelle: siehe Abschnitt 5.1 und Anhang D.1, eigene Berechnung

Nun führen wir eine Neukalibrierung durch, die basierend auf Maximal- bzw. Minimalwerten der Datenreihen für zwei Kalibrierungsziele durchgeführt wird, nämlich für das Verhältnis von Haushalts- bzw. Geschäftskapital zu Output. Bei der Kalibrierung des Modells mit Komplementarität und vier Perioden Time-to-build wird also für k/y jeweils der Wert 1,17 bzw. 1,51 verwendet. Das aufgrund des Minimalwerts neu kalibrierte Modell weist weiterhin eine positive simultane Korrelation zwischen Investitionen und Output bzw. zwischen den Investitionen auf. Die relative Standardabweichung von Haushalts- zu Geschäftsinvestitionen liefert einen Wert von 1,72, welcher vorher bei



Erläuterung: Auf der horizontalen Achse ist der Wert des Parameters μ und auf der vertikalen Achse das Verhältnis der Standardabweichungen von Haushalts- und Geschäftsinvestitionen $\sigma_{x_h} / \sigma_{x_m}$ angetragen.

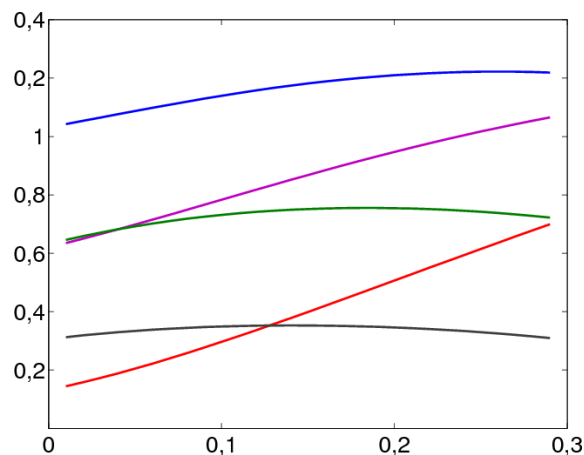
Abbildung 5.9: Relative Standardabweichung von Haushalts- zu Geschäftsinvestitionen in Abhängigkeit vom Parameter μ für das Vereinigte Königreich
Datenquelle: siehe Anhang D.2, eigene Berechnung



Erläuterung: Auf der horizontalen Achse ist der Wert des Parameters μ und auf der vertikalen Achse die Kreuzkorrelationen von Haushaltsinvestitionen und Output $\rho(x_{ht+i}, y_t)$ angetragen. Die blaue Linie zeigt $\rho(x_{ht}, y_t)$, die lila Linie $\rho(x_{ht-1}, y_t)$, die rote Linie $\rho(x_{ht-2}, y_t)$, die grüne Linie $\rho(x_{ht+1}, y_t)$ und die schwarze Linie $\rho(x_{ht+2}, y_t)$.

Abbildung 5.10: Kreuzkorrelationen von Haushaltsinvestitionen und Output in Abhängigkeit vom Parameter μ für das Vereinigte Königreich
Datenquelle: siehe Anhang D.2, eigene Berechnung

1,61 lag. Für den Maximalwert des Verhältnisses von Geschäftskapital zu Output ergeben sich die gleichen Muster für die Korrelationen von Output mit Investitionen. Zwischen Geschäfts- und Haushaltsinvestitionen ergibt sich nur ein Lead von einer Periode

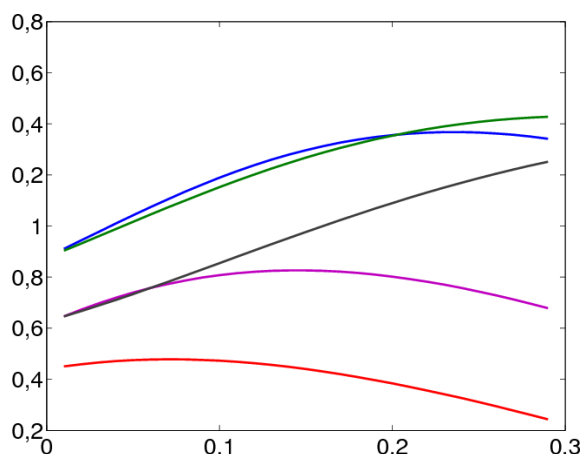


Erläuterung: Auf der horizontalen Achse ist der Wert des Parameters μ und auf der vertikalen Achse die Kreuzkorrelationen von Haushaltsinvestitionen und Output $\rho(x_{mt+i}, y_t)$ angetragen. Die blaue Linie zeigt $\rho(x_{mt}, y_t)$, die lila Linie $\rho(x_{mt-1}, y_t)$, die rote Linie $\rho(x_{mt-2}, y_t)$, die grüne Linie $\rho(x_{mt+1}, y_t)$ und die schwarze Linie $\rho(x_{mt+2}, y_t)$.

Abbildung 5.11: Kreuzkorrelationen von Geschäftsinvestitionen und Output in Abhängigkeit vom Parameter μ für das Vereinigte Königreich
Datenquelle: siehe Anhang D.2, eigene Berechnung

für Geschäftsinvestitionen, tatsächlich liegt ein Lag von zwei Perioden vor. Für die relative Standardabweichung erhalten wir 1,53. Bei einer Kalibrierung mit Minimal- bzw. Maximalwert für das Verhältnis von Haushaltskapital zu Output, 2,21 bzw. 3,71, zeigt sich ein ähnliches Korrelationsschema. Es ergibt sich eine positive simultane Korrelation außer für h/y minimal. Hier zeigt sich wieder ein Lead von Geschäftsinvestitionen um eine Periode. Die relative Standardabweichung liegt jeweils bei 1,51 bzw. 1,61. Dies zeigt, dass die Ergebnisse des Modells in Bezug auf die Kalibrierungsziele für die Verhältnisse von Kapital zu Output eine gewisse Robustheit aufweisen.

Außerdem wird getestet, welchen Einfluss die Annahme von technologischem Wachstum auf das Modell hat. Hierzu wird ein Modell kalibriert und geschätzt mit $\gamma_m = \gamma_h = 1$. Es ist keine größere Änderung zu erwarten, da schon vorher gilt $\gamma_h = 1$. Dementsprechend bleibt die relative Standardabweichung fast unverändert bei 1,62. Auch an der positiven simultanen Korrelation von Investitionen mit Output ändert sich nichts. Jedoch ergibt sich nun ein Lead von Geschäfts- gegenüber Haushaltsinvestitionen von einer Periode. Auch hier zeigt sich, dass kleine Änderungen der Parameterwerte bereits andere Lead-Lag-Muster ergeben können. Der letzte Robustheitstest prüft den Einfluss einer Pla-



Erläuterung: Auf der horizontalen Achse ist der Wert des Parameters μ und auf der vertikalen Achse die Kreuzkorrelationen von Haushalts- und Geschäftsinvestitionen $\rho(x_{ht+i}, x_{mt})$ angetragen. Die blaue Linie zeigt $\rho(x_{ht}, x_{mt})$, die lila Linie $\rho(x_{ht-1}, x_{mt})$, die rote Linie $\rho(x_{ht-2}, x_{mt})$, die grüne Linie $\rho(x_{ht+1}, x_{mt})$ und die schwarze Linie $\rho(x_{ht+2}, x_{mt})$.

Abbildung 5.12: Kreuzkorrelationen von Geschäfts- und Haushaltsinvestitionen in Abhängigkeit vom Parameter μ für das Vereinigte Königreich
Datenquelle: siehe Anhang D.2, eigene Berechnung

nungsphase von einem Quartal, d. h. $J = 4$, $\omega_1 = 0,01$ und $\omega_2 = \omega_3 = \omega_4 = 0,33$. Es ergibt sich hier wiederum eine höhere relative Standardabweichung von 1,75, eine positive simultane Korrelation zwischen Investitionen und Output und ein Lead von Geschäfts- bzgl. Haushaltsinvestitionen um eine Periode. Insgesamt zeigt sich, dass die Reaktionen insbesondere in Bezug auf die Lead-Lag-Muster von Geschäfts- und Haushaltsinvestitionen nicht robust gegenüber Änderungen der Parameterwerte sind.

5.6 Modell mit Technologie- und Präferenzschock

5.6.1 Simulation und Statistiken

Wir betrachten nun einen zusätzlichen Präferenzschock (siehe Abschnitt 4.6). Wir bestimmen wieder mit Hilfe von Dynare auf Simulationen basierende Statistiken, um diese den realen Daten gegenüberzustellen (siehe Tab. 5.5 und 5.6). Die (relativen) Volatilitäten von Output, Arbeitsstunden und Marktverbrauch sind im Vergleich zum Modell ohne Präferenzschock höher, die relativen Volatilitäten der Investitionen bzgl. Output geringer und der Wert für das Verhältnis der Standardabweichungen von Haushalts- zu Geschäftsinvestitionen hat sich bei keinem Modell geändert. Die simultane Korrelation

zwischen Arbeitsstunden am Markt und Output wird von allen Modellen niedriger und damit etwas näher an den Daten geschätzt. Für die simultane Korrelation von Markt-konsum und Output ergeben sich auch niedrigere Werte, die somit jedoch schlechter die Daten abbilden.

Abbildung 5.13 macht deutlich, dass den Lead von Haushaltsinvestitionen von 2 Perioden auch hier wieder keine Spezifikation abbilden kann¹⁵⁵ Für die Modelle mit Time-to-build ergibt sich sogar ein Lag von Haushaltsinvestitionen um eine Periode. Die Korrelation $\rho(x_{ht}, y_t)$ zeigt insgesamt niedrigere Werte. Am Lead-Lag-Muster ändert sich durch den Präferenzschock jedoch nichts, d. h. nur das Modell ohne Time-to-build und Komplementarität bildet den Lead von Haushaltsinvestitionen ab. Für die Korrelation $\rho(x_{mt}, y_t)$ ergibt sich auch keine Änderung des Lead-Lag-Musters gegenüber den Modellen, die lediglich den Technologieschock umfassen. Es ergeben sich betraglich niedrigere Korrelationswerte. In den Abbildungen 5.13 bis 5.15 sind die Kreuzkorrelationen zwischen Investitionen und Output dargestellt. Es ist festzustellen, dass keine Spezifikation das Lead-Lag-Muster von Haushalts- zu Geschäftsinvestitionen abbilden kann.

5.6.2 Impuls-Antworten

Technologieschock Siehe Unterabschnitt Technologieschock in Abschnitt 5.3.2.

Präferenzschock Aus Abbildung 5.16 ist ersichtlich, dass im Gegensatz zum Modell nur mit Technologieschock bei Komplementarität die Haushaltsinvestitionen negativ reagieren, im Fall ohne Time-to-build auch die Geschäftsinvestitionen. Tendenziell sind die Reaktionen betragsmäßig niedriger als bei nur einem Technologieschock. Beim Modell ohne Time-to-build und Komplementarität reagieren die Haushaltsinvestitionen positiv und etwa viermal so stark wie Geschäftsinvestitionen. Bei den Spezifikationen ohne Time-to-build reagieren für $\mu = 0$ Geschäftsinvestitionen verzögert um eine Periode, unter Einbeziehung von Komplementarität tritt der starke negative Ausschlag von Haushaltsinvestitionen erst in Periode zwei auf. Außerdem ist erkennbar, dass die Persistenz bei den Modellen ohne Time-to-build, ohne Komplementarität bzw. mit Time-to-build

¹⁵⁵Siehe Abschnitt 5.3.1.

Statistiken des Modells mit zusätzlichem Präferenzschock für das Vereinigte Königreich						
Teil 1						
Statistik	Daten VK	Ohne Time-to-build		Vier Quartale Time-to-build		
		Ohne Komplementarität	Mit Komplementarität	Ohne Komplementarität	Mit Komplementarität	
σ_y	1,46	1,72	1,44	1,51	1,34	
σ_{n_m} / σ_y	0,51	0,58	0,55	0,59	0,57	
σ_{c_m} / σ_y	0,66	0,57	0,63	0,62	0,66	
σ_{x_m} / σ_y	3,56	4,57	2,63	2,28	1,79	
σ_{x_h} / σ_y	1,27	3,56	2,73	2,87	2,88	
$\sigma_{x_h} / \sigma_{x_m}$	0,36	0,78	1,04	1,26	1,61	
$\rho(n_{mt}, y_t)$	0,59	0,90	0,85	0,88	0,83	
$\rho(c_{mt}, y_t)$	0,92	0,88	0,87	0,89	0,88	

Erläuterung: In den Zeilen sind zum einen die (relativen) Standardabweichungen σ_x verschiedener Variablen und zum anderen der Korrelationskoeffizient $\rho(x_t, y_t)$ einer Variablen x_t mit Output angegeben. Hierbei bezeichnet y den Output, c_m den Konsum am Markt, x_m Investitionen in Marktkapital, x_h Investitionen in Haushaltskapital und n_m Arbeitsstunden der Erwerbstätigen. In der zweiten Spalte befinden sich die Werte aus den Daten für Deutschland, in der dritten bis sechsten Spalte die Werte der vier Modellspezifikationen. Die Daten sind jeweils preisbereinigt, logarithmiert und HP-geliltert, für den Zeitraum 1997Q1-2012Q1. Details zu den Daten siehe Anhang D.

Tabelle 5.5: Statistiken des Modells mit zusätzlichem Präferenzschock für das Vereinigte Königreich, Teil 1

Datenquelle: Statistisches Bundesamt Deutschland, eigene Berechnung

und Komplementarität geringer ist als bei den beiden anderen Modellen. Bei ersteren ist nach 25 Perioden annähernd das Steady-State-Niveau wieder erreicht.

6 Zusammenfassung und kritische Betrachtung

Aus den Daten des Statistischen Bundesamtes bzw. des ONS ist ersichtlich, dass sowohl für Deutschland als auch für das Vereinigte Königreich Haushaltsinvestitionen ein Frühindikator für Output sind. Zudem beträgt der Anteil von Haushaltsproduktion am Bruttonationaleinkommen in Deutschland etwa 40 Prozent¹⁵⁶ und im Vereinigten Königreich der Anteil allein von informeller Kinderbetreuung 23 Prozent vom BIP¹⁵⁷. Schließlich macht die Schätzung der Produktionsfunktion der beiden Länder den Einfluss von

¹⁵⁶Siehe Statistisches Bundesamt (2003e).

¹⁵⁷Siehe Fender et al. (2013).

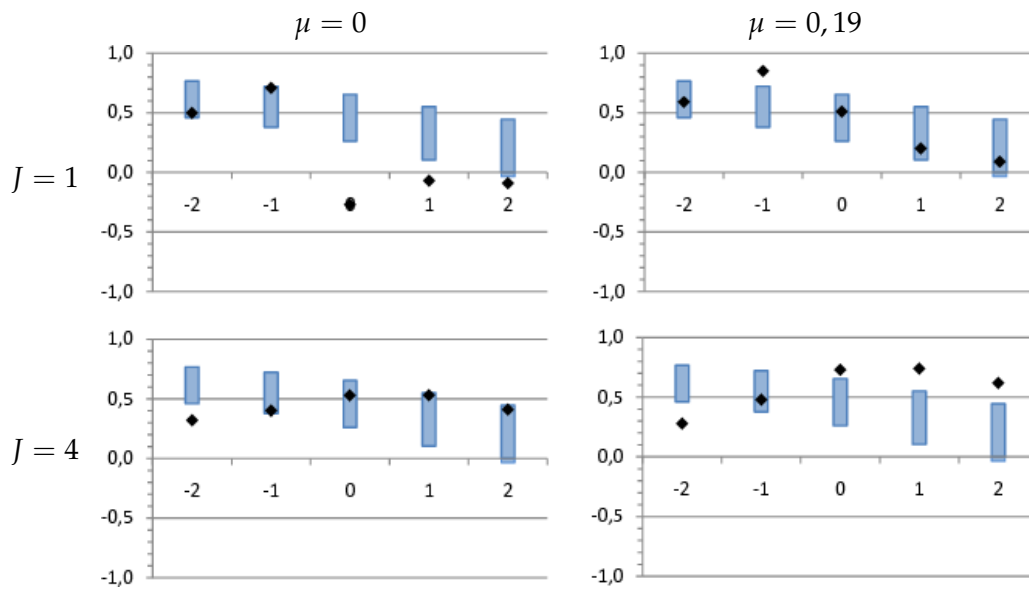
Statistiken des Modells mit zusätzlichem Präferenzschock für das Vereinigte Königreich Teil 2						
Statistik	Daten VK	Ohne Time-to-build		Vier Quartale Time-to-build		
		Ohne Komplementarität	Mit Komplementarität	Ohne Komplementarität	Mit Komplementarität	
$\rho(x_{ht+2}, y_t)$	0,45	0,24	0,46	0,34	0,44	
$\rho(x_{ht+1}, y_t)$	0,67	0,39	0,66	0,54	0,65	
$\rho(x_{ht}, y_t)$	0,82	0,63	0,87	0,86	0,87	
$\rho(x_{ht-1}, y_t)$	0,87	0,91	0,86	0,42	0,49	
$\rho(x_{ht-2}, y_t)$	0,84	0,55	0,52	0,19	0,21	
$\rho(x_{mt+2}, y_t)$	0,66	0,39	0,47	0,45	0,47	
$\rho(x_{mt+1}, y_t)$	0,78	0,539	0,63	0,60	0,66	
$\rho(x_{mt}, y_t)$	0,81	0,538	0,74	0,80	0,88	
$\rho(x_{mt-1}, y_t)$	0,75	-0,08	0,18	0,59	0,74	
$\rho(x_{mt-2}, y_t)$	0,60	-0,12	0,07	0,35	0,51	
$\rho(x_{ht+2}, x_{mt})$	0,22	-0,09	0,09	0,41	0,62	
$\rho(x_{ht+1}, x_{mt})$	0,35	-0,07	0,20	0,530	0,74	
$\rho(x_{ht}, x_{mt})$	0,48	-0,25	0,51	0,527	0,73	
$\rho(x_{ht-1}, x_{mt})$	0,57	0,71	0,85	0,40	0,48	
$\rho(x_{ht-2}, x_{mt})$	0,64	0,50	0,59	0,32	0,28	

Erläuterung: In den Zeilen sind die Kreuzkorrelationen zwischen Output, Haushalts- und Geschäftsinvestitionen (y_t, x_{ht}, x_{mt}) jeweils bis zum Lead bzw. Lag von zwei Perioden angegeben. In der zweiten Spalte befinden sich die Werte aus den Daten für Deutschland, in der dritten bis sechsten Spalte die Werte der vier Modellspezifikationen. Die Daten sind jeweils preisbereinigt, logarithmiert und HP-gefiltert, für den Zeitraum 1997Q1-2012Q1. Details zu den Daten siehe Anhang D.

Tabelle 5.6: Statistiken des Modells mit zusätzlichem Präferenzschock für das Vereinigte Königreich, Teil 2

Datenquelle: Statistisches Bundesamt Deutschland, eigene Berechnung

Haushaltskapital auf die Produktivität deutlich. Demnach bietet sich als Ausgangspunkt weiterer Untersuchungen das RBC-Modell von Greenwood et al. (1995) an, das Haushaltsproduktion umfasst. Dies ist ein Spezialfall des Modells von Fisher (2007), der Geschäfts- und Haushaltskapital als komplementäre Inputs in die Marktproduktion modelliert. Als weiteres Merkmal beziehen wir Time-to-build in die Betrachtungen mit ein. Es ergeben sich vier Spezifikationen, nämlich jeweils mit bzw. ohne Komplementarität zwischen den Kapitalarten und mit bzw. ohne vier Perioden Time-to-build.



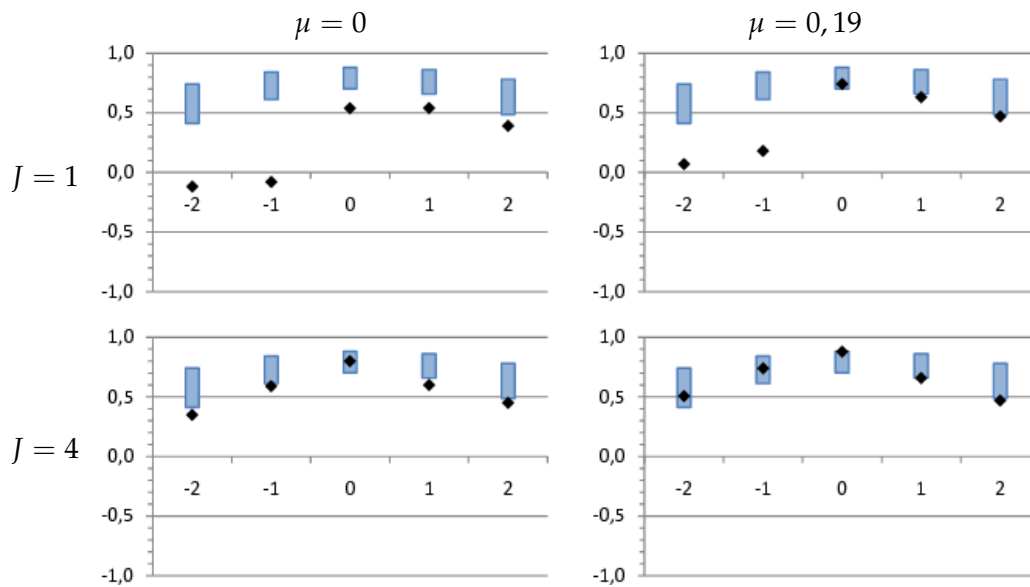
Erläuterung: Auf der vertikalen Achse ist jeweils die Höhe der Korrelation, auf der horizontalen Achse jeweils der Lag j des Korrelationskoeffizienten $\rho(x_{ht}, x_{mt+j})$ angetragen. Die Boxen zeigen jeweils ein aus den realen Daten berechnetes Konfidenzintervall (5%- bis 95%-Quantil), die Punkte den zugehörigen Wert aus der jeweiligen Modellspezifikation.

Oben links: ein Quartal Time-to-build ohne Komplementarität, oben rechts: ein Quartal Time-to-build mit Komplementarität, unten links: vier Quartale Time-to-build ohne Komplementarität, unten rechts: vier Quartale Time-to-build mit Komplementarität.

Abbildung 5.13: Kreuzkorrelationen von Geschäfts- und Haushaltsinvestitionen für das Vereinigte Königreich

Datenquelle: siehe Anhang D, eigene Berechnung

Zu Beginn der empirischen Analyse wird basierend auf den Daten jeweils für die beiden Länder Deutschland und das Vereinigte Königreich eine Kalibrierung der Parameter für die vier Spezifikationen durchgeführt. Als Kalibrierungsziele dienen jeweils langfristige Wachstumseigenschaften der tatsächlichen Ökonomie. Wir betrachten zunächst jede Spezifikation zusammen mit einem Technologieschock. Es werden jeweils mit Hilfe der Software Dynare Simulationen, Statistiken und Impuls-Antworten berechnet. Den Lead von Haushaltsinvestitionen bzgl. Output zeigt lediglich die Spezifikation ohne Time-to-build und Komplementarität für das Vereinigte Königreich. Auch der Lag von Geschäftsinvestitionen in den deutschen Daten wird von keinem Modell gezeigt. Die positive simultane Korrelation von Geschäftsinvestitionen bzgl. Output für das Vereinigte Königreich wird von allen Spezifikationen außer der ohne Time-to-build und Komplementarität abgebildet. Die positive simultane Korrelation von Haushalts-



Erläuterung: Auf der vertikalen Achse ist jeweils die Höhe der Korrelation, auf der horizontalen Achse jeweils der Lag j des Korrelationskoeffizienten $\rho(y_t, x_{mt+j})$ angetragen. Die Boxen zeigen jeweils ein aus den realen Daten berechnetes Konfidenzintervall (5%- bis 95%-Quantil), die Punkte den zugehörigen Wert aus der jeweiligen Modellspezifikation.

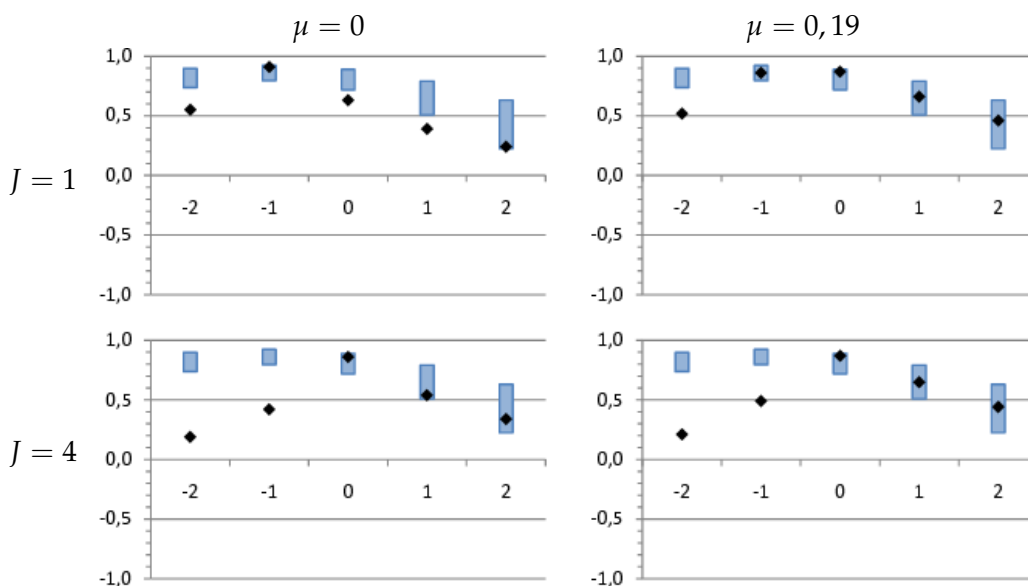
Oben links: ein Quartal Time-to-build ohne Komplementarität, oben rechts: ein Quartal Time-to-build mit Komplementarität, unten links: vier Quartale Time-to-build ohne Komplementarität, unten rechts: vier Quartale Time-to-build mit Komplementarität.

Abbildung 5.14: Kreuzkorrelationen von Geschäftsinvestitionen mit Output für das Vereinigte Königreich

Datenquelle: siehe Anhang D, eigene Berechnung

und Geschäftsinvestitionen für Deutschland kann nur abgebildet werden, wenn weder Komplementarität noch Time-to-build modelliert ist. Der Lag von Haushalts- gegenüber Geschäftsinvestitionen von zwei Perioden im Vereinigten Königreich zeigt sich bei keiner der vier Spezifikationen.

Im Anschluss wird eine Bayessche Schätzung der Parameter mit Dynare berechnet. Die A-priori-Verteilungen werden in Anlehnung an die Überlegungen zur Kalibrierung festgelegt. Die beste Übereinstimmung mit den kalibrierten A-priori-Parameterwerten ergibt sich für Deutschland bei der Spezifikation mit Komplementarität ohne Time-to-build. Dabei ist jedoch der A-posteriori-Wert für μ von 0,9299 unrealistisch hoch, was bedeuten würde, dass die Arbeitszeit in der Haushaltsproduktion eine äußerst geringe Rolle spielt. Für das Vereinigte Königreich zeigt sich für alle vier Spezifikationen eine erhebliche Diskrepanz zwischen den kalibrierten Werten und den A-posteriori-Mittelwerten.



Erläuterung: Auf der vertikalen Achse ist jeweils die Höhe der Korrelation, auf der horizontalen Achse jeweils der Lag j des Korrelationskoeffizienten $\rho(y_t, x_{ht+j})$ angetragen. Die Boxen zeigen jeweils ein aus den realen Daten berechnetes Konfidenzintervall (5%- bis 95%-Quantil), die Punkte den zugehörigen Wert aus der jeweiligen Modellspezifikation.

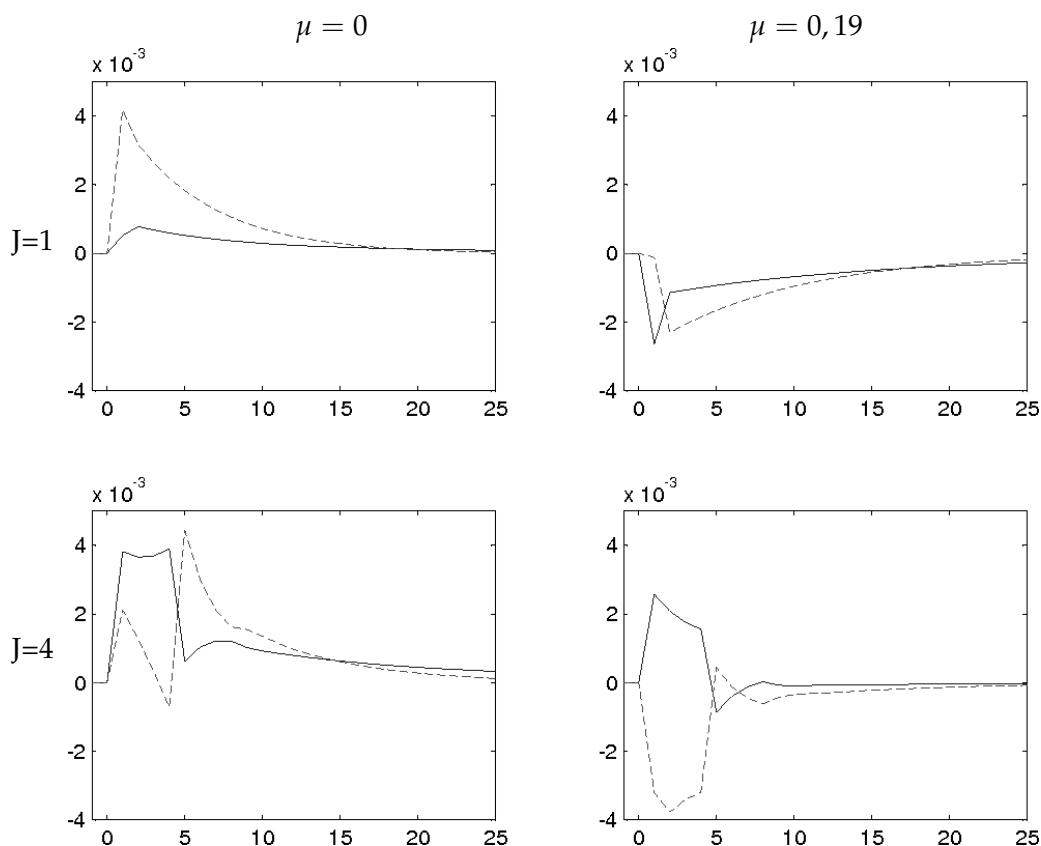
Oben links: ein Quartal Time-to-build ohne Komplementarität, oben rechts: ein Quartal Time-to-build mit Komplementarität, unten links: vier Quartale Time-to-build ohne Komplementarität, unten rechts: vier Quartale Time-to-build mit Komplementarität.

Abbildung 5.15: Kreuzkorrelationen von Haushaltsinvestitionen mit Output für das Vereinigte Königreich

Datenquelle: siehe Anhang D, eigene Berechnung

Die geschätzten Werte für μ liegen mit 0,2197 bzw. 0,3597 hingegen in einem realistischen Bereich.

Außerdem werden die Ergebnisse auf Robustheit gegenüber Variationen in einigen Parametern getestet. Es wird das Verhalten auf Änderungen in μ , in den Kapitalkoeffizienten (k/y , h/y), für den Einfluss von technologischem Wachstum und für eine Planungsphase im Fall von Time-to-build untersucht. Die Ergebnisse erweisen sich insbesondere für das Lead-Lag-Muster zwischen Haushaltsinvestitionen und Output als wenig robust gegenüber Veränderungen in o. a. Parametern und Kalibrierungen. Schließlich wird noch ein Modell mit Technologie- und zusätzlichem Präferenzschock simuliert. Weder der Lead von Haushaltsinvestitionen von zwei Perioden noch der Lag von Geschäftsinvestitionen um eine Periode für Deutschland wird von einer der Spezifikationen abgebildet. Auch die positive simultane Korrelation von Geschäfts- und Haushaltsinvestitionen wird von keinem Modell geliefert. Für das Vereinigte Königreich hat



Erläuterung: Auf der horizontalen Achse ist die Zeit bis Periode 25 (entspricht sechs Viertel Jahren) angetragen, auf der vertikalen Achse die logarithmische Abweichung vom Steady-State, d.h. ca. die prozentuale Abweichung vom Steady-State. Die durchgezogene Linie zeigt Geschäftsinvestitionen, die gestrichelte Linie zeigt Haushaltsinvestitionen. Der Schock tritt in Periode 1 ein.

Oben links: ein Quartal Time-to-build ohne Komplementarität, oben rechts: ein Quartal Time-to-build mit Komplementarität, unten links: vier Quartale Time-to-build ohne Komplementarität, unten rechts: vier Quartale Time-to-build mit Komplementarität.

Abbildung 5.16: Reaktion von Geschäfts- und Haushaltsinvestitionen auf einen Präferenzschock für das Vereinigte Königreich

Datenquelle: siehe Anhang D.2, eigene Berechnung

die Hinzunahme des Präferenzschock keinerlei Auswirkung auf die Lead-Lag-Muster, es verringert sich lediglich tendenziell die Höhe der Korrelationen. Die Modellierung scheint demnach noch nicht adäquat genug zu sein, um für Länder mit von den USA abweichenden stilisierten Fakten gute Ergebnisse zu liefern. Möglicherweise könnte das Einbeziehen des Wohnimmobiliensektors eine entscheidende Verbesserung bewirken.¹⁵⁸ Auch eine Untersuchung des Modells mit irreversiblen Investitionen in Anlehnung an Sargent (1980) wird von der Autorin vorgeschlagen.

¹⁵⁸Siehe Davis und Heathcote (2005).

IV Ergebnisse und Diskussion

1 Zusammenfassung

Die vorliegende Arbeit hat zum Ziel zu untersuchen, inwieweit die Annahme von Komplementarität zwischen Haushalts- und Geschäftskapital in einem DSGE-Modell mit Haushaltsproduktion eine bessere Abbildung der Investitionsdynamik erzielen kann. Dies wurde am Beispiel von Deutschland und dem Vereinigten Königreich untersucht. Ein erster Schwerpunkt war die Frage, inwieweit sich Haushaltskapital, also Wohnbauten und Konsum von langlebigen Gütern, in Deutschland und dem Vereinigten Königreich auf die Wirtschaftsleistung auswirkt. Die Schätzung der Produktionsfunktion hat ergeben, dass für Deutschland Haushaltskapital einen negativen Einfluss auf die Produktivität darstellt. Für das Vereinigte Königreich ergibt sich der erwartete positive Einfluss, den Fisher (2007) auch für die USA feststellt. So unterschiedlich die Voraussetzungen und stilisierten Fakten der Länder USA, Vereinigtes Königreich und Deutschland auch sind, ihnen ist gemeinsam, dass die Haushaltsproduktion einen erheblichen Teil der Volkswirtschaft ausmacht. Dies kann insbesondere daran gesehen werden, dass die Arbeitszeit zu Hause annähernd so hoch ist wie die am Markt. Auch die Lead-Lag-Muster von Geschäfts- und Haushaltsinvestitionen weisen zwischen diesen drei Ländern Unterschiede auf, jedoch ist eine klare Tendenz zu erkennen, dass Haushaltsinvestitionen einen Frühindikator darstellen, d. h. einen Lead gegenüber Geschäftsinvestitionen zeigen. Fisher (2007) gelingt es mit einem für die USA kalibrierten Modell mit Time-to-build und Komplementarität von Haushalts- und Geschäftskapital dieses Faktum abzubilden. Wir haben gesehen, dass mit für Deutschland bzw. das Vereinigte Königreich kalibrierten Spezifikationen diese Tatsache nicht in derselben Weise modelliert werden kann. Lediglich beim Modell ohne Time-to-build, ohne Komplementarität für das Vereinigte Königreich tritt der Lead von Haushaltsinvestitionen gegenüber Output auf. Dieses Ergebnis stellt somit insgesamt die umfassende Anwendbarkeit des Konzeptes von komplementären Kapitalstöcken in Frage.

Die Ergebnisse der Autorin zeigen, dass die Hinzunahme des Konzeptes der Komplementarität lediglich beim Modell ohne Time-to-build für das Vereinigte Königreich eine

wirkliche Verbesserung bringt. Hier verschwindet nämlich der Lag von Geschäftsinvestitionen gegenüber Output. Gleichzeitig tritt auch bei Haushaltsinvestitionen bzgl. Output eine positive simultane Korrelation auf, was eine Verschlechterung darstellt, da die Daten den vorher erzielten Lead von Haushaltsinvestitionen aufweisen. Auch die Berücksichtigung von Time-to-build stellt keine grundsätzliche Verbesserung der Spezifikation dar. Für Deutschland wird dadurch überhaupt kein Ergebnis erreicht, das näher an den Daten liegt. Für das Vereinigte Königreich ist die einzige Annäherung an die Daten, dass sich bei dem Modell ohne Präferenzschock der Lead von Haushalts- gegenüber Geschäftsinvestitionen von einer Periode zu einer positiven simultanen Korrelation der Zeitreihen verschiebt. Die Frühindikatorwirkung für Output von Haushaltsinvestitionen, die bei den hier untersuchten Ländern aus den Daten ersichtlich ist, kann von den Modellen lediglich für das Vereinigte Königreich erreicht werden, und zwar gerade bei der Spezifikation ohne Time-to-build und ohne Komplementarität. Auffallend ist, dass auch die positive simultane Korrelation von Haushalts- und Geschäftsinvestitionen für Deutschland nur von dem Modell ohne Time-to-build, ohne Komplementarität abgebildet wird. Für das Vereinigte Königreich und die USA zeigen die Daten einen Lead von Haushaltsinvestitionen. Für das Vereinigte Königreich bilden die Spezifikationen ohne Time-to-build dieses Muster ab, für die USA das Modell mit Time-to-build und Komplementarität.

2 Fazit und weiterführende Fragen

Die Schätzergebnisse der aggregierten Produktionsfunktion für Deutschland und das Vereinigte Königreich zeigen zum einen, dass Haushaltskapital einen signifikanten Einfluss auf die Produktivität ausübt. Zum anderen wird deutlich, dass die stilisierten Fakten von Land zu Land auch in Europa ganz unterschiedlich aussehen. Wesentliche Unterschiede speziell für die Lead-Lag-Muster von Investitionen in Wohnimmobilien für die USA, Kanada, das Vereinigte Königreich und weitere entwickelte Länder stellen auch Kydland et al. (2012) fest. Damit kann sowohl gefolgert werden, dass auch für europäische Länder die Haushaltsproduktion eine entscheidende Rolle bei den Konjunkturschwankungen spielt, als auch dass differenzierte Modellansätze je nach Land in Betracht gezogen werden müssen. Ein interessantes Detail stellt das Ergebnis dar, dass für

Deutschland Haushaltskapital einen negativen Koeffizienten bei der IV-Schätzung der Produktionsfunktion aufweist und sich somit ein negativer Effekt von Haushaltskapital auf die Produktivität am Markt ergibt. Nach Ansicht der Autorin sollte dieses Resultat tiefergehend untersucht werden, um die stilisierten Fakten für Deutschland besser zu verstehen. In diesem Zusammenhang könnte eine Studie zur Produktivität in den Haushalten, wie sie Bridgman (2013) für die USA erstellt hat, weitere zielführende Einsichten bringen.

In Bezug auf die Modellergebnisse zeigt sich, dass die Kompatibilität mit den Daten bei Verwendung verschiedener theoretischer Konzepte von Volkswirtschaft zu Volkswirtschaft trotz erheblicher Ähnlichkeiten recht unterschiedlich ausfällt. Während ein Modell mit Time-to-build und Komplementarität zwischen Geschäfts- und Haushaltskapital gute Ergebnisse für die USA liefert, können damit weder für das Vereinigte Königreich noch für Deutschland umfassende Verbesserungen in der Investitionsdynamik im Vergleich zum grundlegenden Modell erreicht werden. Des Weiteren verhalten sich die Modellergebnisse für beide Länder in vielerlei Hinsicht nicht sehr robust. Da sich die Kalibrierung der Parameter insbesondere aufgrund der Datenlage oft als schwierig erweist, ist dies ein beachtlicher Schwachpunkt.

Insgesamt ist demnach festzustellen, dass viele Ansätze, die für die USA untersucht worden sind, für andere Länder validiert werden müssen. Es ist davon auszugehen, dass es notwendig ist, trotz gewisser Gemeinsamkeiten in den stilisierten Fakten, für unterschiedliche Länder jeweils passende und aufschlussreiche DSGE-Modelle zu entwerfen. Die Autorin ist der Meinung, dass besonders die Wechselbeziehungen, wie sie z. B. Blankenau und Kose (2007) für die USA, Kanada, Deutschland und Japan studieren, im Euroraum eine immer größere Rolle spielen werden. Daher sind weitere Studien für europäische Länder notwendig, um bessere Einsichten in die Struktur und Triebfedern von Konjunkturzyklen insbesondere in Europa aber auch global zu bekommen. Um dies zu bewerkstelligen, sind jedoch zunächst ausreichend vergleichbare Daten nötig, wie sie z. B. in einigem Umfang bereits vom OECD zur Verfügung gestellt werden.

Weitere Erkenntnisse sind auch durch die Prüfung anderer Schocks, z.B. auf das Arbeitsangebot, die Staatsausgaben (Smets und Wouters, 2003) und Aktienpreise (Haertel

und Lucke, 2007) oder diverser Friktionen, wie etwa auf dem Arbeitsmarkt, zu erwarten. Aktuelle Studien zur Investitionsdynamik untersuchen u. a. Arbeitsstunden der Haushalte, durch die das Humankapital vergrößert wird (Gangopadhyany und Hatchondo, 1995), ein Cash-in-Advance-Modell mit Zinsregeln (Li und Chang, 2004) und „lumpiness“ von Haushaltsinvestitionen (Iacoviello und Pavan, 2007). Auch die Untersuchung dieser Ansätze für den europäischen Raum verspricht instruktive Forschungsaufgaben für die Zukunft.

A Daten für die Schätzung der Produktionsfunktion

Sowohl für Deutschland als auch für das Vereinigte Königreich wird die exogene Variable „BSSI“ aus der Datenbank Eurostat verwendet. Es handelt sich dabei um einen saisonbereinigten Indikator der wirtschaftlichen Einschätzung, der seit 1985M1 monatlich erstellt und als Index veröffentlicht wird. Dieser Wirtschaftsklimaindikator basiert auf sechs monatlichen qualitativen Umfragen in den Bereichen Industrie, Dienstleistungen, Baugewerbe, Einzelhandel und Konsumenten auf EU-Ebene. Es werden derzeit jeden Monat ca. 125000 Firmen und fast 40000 Konsumenten befragt. Die Quartalswerten berechnet die Autorin als Durchschnitte der Monatsdaten.

1 Deutschland

Für das gesamte deutsche Bundesgebiet stammen die Kapitalvariablen und die Variable der Erwerbstätigen aus der Datenbank GENESIS des Statistischen Bundesamtes. Sie liegen quartalsweise ab 1991 bis 2010 vor. Die Wohnfläche je Einwohner ist der Fortschreibung des Wohngebäude- und Wohnungsbestandes¹⁵⁹ entnommen. Quartalsdaten werden jeweils saisonbereinigt nach Census ARIMA-X-12 bereitgestellt.¹⁶⁰ Aus Jahresdaten werden mit Hilfe kubischer Spline-Interpolation Vierteljahreswerte errechnet.

Wir verwenden für die endogene Variable Y das Bruttoinlandsprodukt (reale Daten berechnet als verkettete Volumina aus einem Kettenindex), für K das Bruttoanlagevermögen abzüglich Bruttoanlagevermögen in Wohnbauten (reale Daten berechnet als verkettete Volumina aus einem interpolierten Kettenindex), für H (nicht-staatliches) Anlagevermögen in Wohnbauten¹⁶¹, für G die Bruttoanlageinvestitionen des Staates (reale Daten berechnet als verkettete Volumina aus einem Kettenindex) und für E die Beschäftigung mit mindestens einem erreichten Bildungsgrad von ISCED 3¹⁶² (15-64 Jahre, teils Jahres-

¹⁵⁹Siehe Statistisches Bundesamt (2010a).

¹⁶⁰Für die Quartalsrechnung wird in Deutschland die so genannte Annual-Overlap-Methode als Rechenverfahren angewandt, siehe Statistisches Bundesamt (2010c).

¹⁶¹Zur Messung von Haushaltskapital siehe 3.2.1.

¹⁶²Der Standard ISCED wurde von der UNESCO zur Klassifizierung und Charakterisierung von Schultypen und Schulsystemen entwickelt. Level 3 umfasst die sog. Sekundarbildung Oberstufe, der im Allgemeinen neun Jahre Ausbildung in Vollzeit vorausgeht, die der Allgemein- oder Berufsbildung dient und deren Abschluss Berechtigungen zum Arbeiten in einem bestimmten Berufsfeld und/oder zum Besuch einer höheren Schule bedeutet. Details dazu siehe Unesco Institute for Statistics (2006).

und teils Vierteljahresdaten, ab 1992). Die Kapitalvariablen werden für die Schätzung pro Erwerbstätige im Inland gerechnet. Privates Geschäfts-, Haushalts- und Humankapital werden von Jahres- in Quartalsdaten interpoliert.¹⁶³ Als exogene Variable wird der oben beschriebene Wirtschaftsklimaindikator für die EU von Eurostat verwendet.

Bei der Spezifikation, die die Variable LOHN enthält, werden die Bruttolöhne und -gehälter der Inländer, ebenfalls vom Statistischen Bundesamt, als Datenreihe gewählt. Die beiden Spezifikationen mit der Variablen STD berücksichtigen die Arbeitsstunden der Erwerbstätigen im Inland, die vom Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung erhoben wurden, und vom Statistischen Bundesamt zur Verfügung gestellt werden. Sowohl LOHN als auch STD liegen als saisonbereinigte Quartalsdaten vor.

Für die Schätzung, die sich auf das frühere Bundesgebiet beschränkt, sind auch für das Bruttoinlandsprodukt lediglich Jahresdaten erhältlich, die interpoliert werden. Als Messgröße für Geschäftskapital wird bzgl. des früheren Bundesgebietes aufgrund der Datenlage das Bruttoanlagevermögen in Anlagen herangezogen. Haushaltskapital wird als Wohnfläche der Wohnungen in Wohn- und Nichtwohngebäuden gemessen, wobei die Daten auch vom Statistischen Bundesamt stammen. Das frühere Bundesgebiet umfasst hier die alten Bundesländer ohne Berlin. Für das frühere Bundesgebiet (einschließlich Berlin) stehen vom Statistischen Bundesamt auch Daten ab 1970 zur Verfügung, jedoch nur als Jahreswerte. Außerdem enthält sowohl Geschäfts- als auch Haushaltskapital den staatlichen Anteil am Bruttoanlagevermögen.

2 Vereinigtes Königreich

Die Daten für die Schätzung der Produktionsfunktion für das Vereinigte Königreich sind vom Office for National Statistics¹⁶⁴ und für Humankapital (wie für Deutschland) von Eurostat¹⁶⁵. Alle Datenreihen liegen ab 1997Q1 bis 2011Q3 als Quartalsdaten vor, Humankapital nur in Jahresdaten, welche in Quartalsdaten interpoliert werden.¹⁶⁶ Output wird abgebildet durch das Bruttoinlandsprodukt als verkettete Volumina (saisonbe-

¹⁶³Siehe Guckelsberger (2009).

¹⁶⁴Siehe <http://www.ons.gov.uk>, Abrufdatum: 29.03.2014.

¹⁶⁵Siehe http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database, Abrufdatum: 29.03.2014.

¹⁶⁶Siehe auch Abschnitt 1 für Deutschland.

reingt), Staatskapital durch Bruttoanlageinvestitionen der gesamten öffentlichen Hand als verkettete Volumina (saisonbereinigt). Die Datenreihe für Staatskapital enthält einen negativen Wert, es wird daher stückweise HP-gefiltert und der Wert für 2005Q2 fehlt dementsprechend. Da der HP-Filter gerade an den Rändern weniger stabile Ergebnisse liefert, verschlechtert dieser Umstand die Aussagekraft des Schätzergebnisses. Geschäftskapital wird gemessen als Geschäftsinvestitionen (verkettete Volumina), die auch Geschäftsinvestitionen in Wohngebäude enthalten. Zahlen für die Geschäftsinvestitionen in Wohngebäude, um diese abzuziehen, sind nicht erhältlich. Ein ähnliches Problem tritt auf bei der Festsetzung von Haushaltskapital, da auch hier die Bruttoanlageinvestitionen in Wohngebäude des Staates nicht subtrahiert werden können. Somit werden als Haushaltskapital die Bruttoinvestitionen der Gesamtwirtschaft in Wohngebäude verwendet. Die Zeitreihen werden vor der Schätzung in EViews durch die Anzahl an Erwerbstätigen im Alter von 16-64 Jahren geteilt, logarithmiert und HP-gefiltert. Als exogene Variable wird die gleiche Datenreihe wie bei den Schätzungen für Deutschland verwendet, nämlich der oben beschriebene Wirtschaftsklimaindikator für die EU von Eurostat.

B Schätzergebnisse für die Produktionsfunktion

Die Schätzungen wurden mit der abhängigen Variablen Output mittels Two-Stages-Least-Squares, einem Instrumentvariablenansatz, durchgeführt.¹⁶⁷ Es wird jeweils simultan mit Hilfe des Marquardt-Algorithmus in EViews ein AR(1)-Prozess mitgeschätzt und die angegebene Liste der Instrumente um die gelaggte abhängige Variable und die Regressoren erweitert. Die von EViews automatisch aufgrund des mitgeschätzten AR-Prozesses ausgegebenen invertierten Wurzeln des Lag-Polynoms liegen in allen Fällen innerhalb des Intervalls $] - 1, 1[$. Die bzgl. Heteroskedastie und Autokorrelation konsistenten Standardfehler bzw. Kovarianzen wurden mit der in EViews implementierten Methode nach Newey-West geschätzt. Für jeden Regressor sind jeweils der geschätzte Koeffizient, der Standardfehler, die t-Statistik und der p-Wert angegeben, außerdem die Instrumentvariablen und schließlich das Bestimmtheitsmaß R^2 und das korrigierte R^2 , der Standardfehler der Schätzung, die F-Statistik und der zugehörige p-Wert, sowie die Durbin-Watson-Statistik.

¹⁶⁷Details zu den Schätzungen siehe Abschnitt II.3.

1 Deutschland

	Koeffizient	Standardfehler	t-Statistik	p-Wert
K	4.829458	1.909444	2.529248	0.0139
H	-4.198554	1.426516	-2.943223	0.0045
G	0.041944	0.018567	2.259089	0.0273
E	0.076167	0.186931	0.407460	0.6851
BSSI	0.000931	0.000198	4.708024	0.0000
C	-0.094893	0.020523	-4.623831	0.0000
AR(1)	0.741313	0.076502	9.690137	0.0000
Instrumentvariablen:	K(-2), H(-2), G(-2), E(-2), BSSI			
R ²	0.843704	Korrigiertes R ²		0.828819
Durbin-Watson-Statistik	1.997767	Standardfehler		0.005437
F-Statistik	54.82273	p-Wert der F-Statistik		0.000000

Erläuterung: Die abhängige Variable Y bezeichnet Output, K Geschäfts-, H Haushalts-, G Staats-, E Humankapital und BSSI einen Wirtschaftsklimaindikator. Output und Kapital-Variablen werden pro Erwerbstätigen verwendet, logarithmiert und HP-gefiltert. Details dazu siehe Abschnitt 3.

Tabelle B.1: Schätzung der Produktionsfunktion für Deutschland, Spezifikation 1, 1992Q4 - 2010Q1

Datenquelle: siehe Anhang A, eigene Berechnung

	Koeffizient	Standardfehler	t-Statistik	p-Wert
K	9.628347	1.566559	6.146177	0.0000
H	-7.421143	0.994871	-7.459399	0.0000
G	0.051759	0.036796	1.406619	0.1686
E	-0.136770	0.330512	-0.413814	0.6816
BSSI	0.000916	0.000231	3.961420	0.0004
C	-0.092897	0.023828	-3.898716	0.0004
AR(1)	0.604153	0.194343	3.108699	0.0038
Instrumentvariablen:	K(-2), H(-2), G(-2), E(-2), BSSI			
R ²	0.884630	Korrigiertes R ²		0.864270
Durbin-Watson-Statistik	1.823636	Standardfehler		0.006040
F-Statistik	44.26160	p-Wert der F-Statistik		0.000000

Erläuterung: Die abhängige Variable Y bezeichnet Output, K Geschäfts-, H Haushalts-, G Staats-, E Humankapital und BSSI einen Wirtschaftsklimaindikator. Output und Kapital-Variablen werden pro Erwerbstätigen verwendet, logarithmiert und HP-gefiltert. Details dazu siehe Abschnitt 3.

Tabelle B.2: Schätzung der Produktionsfunktion für Deutschland, Spezifikation 1, 2000Q1 - 2010Q1

Datenquelle: siehe Anhang A, eigene Berechnung

	Koeffizient	Standardfehler	t-Statistik	p-Wert
K	6.317821	1.438444	4.395178	0.0000
H	-5.063972	1.043881	-4.851099	0.0000
BSSI	0.000979	0.000165	5.952231	0.0000
C	-0.100159	0.016905	-5.924901	0.0000
AR(1)	0.605747	0.070618	8.577749	0.0000
Instrumentvariablen:	K(-2), H(-2), BSSI			
R ²	0.800701	Korrigiertes R ²		0.789312
Durbin-Watson-Statistik	1.981135	Standardfehler		0.005924
F-Statistik	70.12492	p-Wert der F-Statistik		0.000000

Erläuterung: Die abhängige Variable Y bezeichnet Output, K Geschäfts-, H Haushaltskapital und BSSI einen Wirtschaftsklimaindikator. Output und Kapital-Variablen werden pro Erwerbstätigen verwendet, logarithmiert und HP-gefiltert. Details dazu siehe Abschnitt 3.

Tabelle B.3: Schätzung der Produktionsfunktion für Deutschland, Spezifikation 2, 1991Q3 - 2010Q1

Datenquelle: siehe Anhang A, eigene Berechnung

	Koeffizient	Standardfehler	t-Statistik	p-Wert
K	5.985608	1.656012	3.614471	0.0006
H	-4.812850	1.276972	-3.768956	0.0004
E	0.161200	0.175438	0.918847	0.3616
BSSI	0.000904	0.000149	6.069605	0.0000
C	-0.092548	0.015426	-5.999429	0.0000
AR(1)	0.634447	0.081539	7.780873	0.0000
Instrumentvariablen:	K(-2), H(-2), E(-2), BSSI			
R ²	0.825710	Korrigiertes R ²		0.812093
Durbin-Watson-Statistik	2.033353	Standardfehler		0.005696
F-Statistik	59.19950	p-Wert der F-Statistik		0.000000

Erläuterung: Die abhängige Variable Y bezeichnet Output, K Geschäfts-, H Haushalts-, E Humankapital und BSSI einen Wirtschaftsklimaindikator. Output und Kapital-Variablen werden pro Erwerbstätigen verwendet, logarithmiert und HP-gefiltert. Details dazu siehe Abschnitt 3.

Tabelle B.4: Schätzung der Produktionsfunktion für Deutschland, Spezifikation 3, 1992Q4 - 2010Q1

Datenquelle: siehe Anhang A, eigene Berechnung

	Koeffizient	Standardfehler	t-Statistik	p-Wert
K	-0.568726	0.840984	-0.676262	0.5013
G	0.024099	0.022914	1.051705	0.2969
E	0.066452	0.236376	0.281130	0.7795
BSSI	0.000898	0.000328	2.737048	0.0080
C	-0.091890	0.035634	-2.578751	0.0122
AR(1)	0.823831	0.064679	12.73730	0.0000
Instrumentvariablen:	K(-2), G(-2), E(-2), BSSI			
R ²	0.764524	Korrigiertes R ²		0.746128
Durbin-Watson-Statistik	1.795400	Standardfehler		0.006621
F-Statistik	41.90094	p-Wert der F-Statistik		0.000000

Erläuterung: Die abhängige Variable Y bezeichnet Output, K Geschäfts-, G Staats-, E Humankapital und BSSI einen Wirtschaftsklimaindikator. Output und Kapital-Variablen werden pro Erwerbstätigen verwendet, logarithmiert und HP-gefiltert. Details dazu siehe Abschnitt 3.

Tabelle B.5: Schätzung der Produktionsfunktion für Deutschland, Spezifikation 4, 1992Q4 - 2010Q1

Datenquelle: siehe Anhang A, eigene Berechnung

	Koeffizient	Standardfehler	t-Statistik	p-Wert
H	-0.481415	0.518000	-0.929372	0.3558
BSSI	0.000851	0.000348	2.443986	0.0170
C	-0.085249	0.036824	-2.315046	0.0235
AR(1)	0.804954	0.059460	13.53779	0.0000
Instrumentvariablen:	H(-2), BSSI			
R ²	0.731827	Korrigiertes R ²		0.720496
Durbin-Watson-Statistik	1.832920	Standardfehler		0.006823
F-Statistik	65.66840	p-Wert der F-Statistik		0.000000

Erläuterung: Die abhängige Variable Y bezeichnet Output, H Haushaltskapital und BSSI einen Wirtschaftsklimaindikator. Output und Haushaltskapital werden pro Erwerbstätigen verwendet, logarithmiert und HP-gefiltert. Details dazu siehe Abschnitt 3.

Tabelle B.6: Schätzung der Produktionsfunktion für Deutschland, Spezifikation 5, 1991Q3 - 2010Q1

Datenquelle: siehe Anhang A, eigene Berechnung

	Koeffizient	Standardfehler	t-Statistik	p-Wert
H	-0.713522	0.590381	-1.208578	0.2309
G	0.040331	0.018256	2.209207	0.0304
BSSI	0.000869	0.000335	2.595285	0.0115
C	-0.086774	0.035461	-2.446988	0.0169
AR(1)	0.816534	0.056832	14.36756	0.0000
Instrumentvariablen:	H(-2), G(-2), BSSI			
R ²	0.741156	Korrigiertes R ²		0.726365
Durbin-Watson-Statistik	1.777075	Standardfehler		0.006751
F-Statistik	51.21334	p-Wert der F-Statistik		0.000000

Erläuterung: Die abhängige Variable Y bezeichnet Output, H Haushalts-, G Staatskapital und BSSI einen Wirtschaftsklimaindikator. Output und Kapital-Variablen werden pro Erwerbstätigen verwendet, logarithmiert und HP-gefiltert. Details dazu siehe Abschnitt 3.

Tabelle B.7: Schätzung der Produktionsfunktion für Deutschland, Spezifikation 6, 1991Q3 - 2010Q1

Datenquelle: siehe Anhang A, eigene Berechnung

	Koeffizient	Standardfehler	t-Statistik	p-Wert
H	-0.630847	0.586681	-1.075280	0.2863
G	0.026807	0.023762	1.128150	0.2635
E	0.082198	0.245897	0.334279	0.7393
BSSI	0.000883	0.000311	2.836074	0.0061
C	-0.090125	0.033420	-2.696697	0.0089
AR(1)	0.814407	0.060099	13.55115	0.0000
Instrumentvariablen:	H(-2), G(-2), E(-2), BSSI			
R ²	0.768944	Korrigiertes R ²		0.750893
Durbin-Watson-Statistik	1.814366	Standardfehler		0.006559
F-Statistik	42.99144	p-Wert der F-Statistik		0.000000

Erläuterung: Die abhängige Variable Y bezeichnet Output, H Haushalts-, G Staats-, E Humankapital und BSSI einen Wirtschaftsklimaindikator. Output und Kapital-Variablen werden pro Erwerbstätigen verwendet, logarithmiert und HP-gefiltert. Details dazu siehe Abschnitt 3.

Tabelle B.8: Schätzung der Produktionsfunktion für Deutschland, Spezifikation 7, 1992Q4 - 2010Q1

Datenquelle: siehe Anhang A, eigene Berechnung

	Koeffizient	Standardfehler	t-Statistik	p-Wert
K	3.982766	1.832381	2.173547	0.0336
H	-3.528229	1.366521	-2.581906	0.0122
G	0.049593	0.017658	2.808517	0.0066
E	-0.020533	0.170482	-0.120438	0.9045
BSSI	0.000980	0.000210	4.673667	0.0000
C	-0.099442	0.021494	-4.626439	0.0000
LOHN	0.383552	0.165739	2.314188	0.0240
AR(1)	0.790225	0.062734	12.59641	0.0000
Instrumentvariablen:	K(-2), H(-2), G(-2), E(-2), BSSI, LOHN			
R ²	0.842276	Korrigiertes R ²		0.824468
Durbin-Watson-Statistik	2.121260	Standardfehler		0.005505
F-Statistik	47.04694	p-Wert der F-Statistik		0.000000

Erläuterung: Die abhängige Variable Y bezeichnet Output, K Geschäfts-, H Haushalts-, G Staats-, E Humankapital, BSSI einen Wirtschaftsklimaindikator und LOHN den Bruttolohn. Output, Kapital-Variablen und Bruttolohn werden pro Erwerbstätigen verwendet, logarithmiert und HP-gefiltert. Details dazu siehe Abschnitt 3.

Tabelle B.9: Schätzung der Produktionsfunktion für Deutschland, Spezifikation 1 mit zusätzlicher Variable LOHN, 1992Q4 - 2010Q1

Datenquelle: siehe Anhang A, eigene Berechnung

	Koeffizient	Standardfehler	t-Statistik	p-Wert
K+H	-0.638283	0.715012	-0.892689	0.3754
G	0.025507	0.023533	1.083880	0.2825
E	0.071433	0.242064	0.295100	0.7689
BSSI	0.000890	0.000322	2.765174	0.0074
C	-0.090943	0.034756	-2.616637	0.0111
AR(1)	0.819872	0.061555	13.31929	0.0000
Instrumentvariablen:	K+H(-2), G(-2), E(-2), BSSI			
R ²	0.764117	Korrigiertes R ²		0.745688
Durbin-Watson-Statistik	1.803315	Standardfehler		0.006627
F-Statistik	41.96031	p-Wert der F-Statistik		0.000000

Erläuterung: Die abhängige Variable Y bezeichnet Output, K+H das Aggregat aus Geschäfts- und Haushaltskapital, G Staats-, E Humankapital und BSSI einen Wirtschaftsklimaindikator. Output und Kapital-Variablen werden pro Erwerbstätigen verwendet, logarithmiert und HP-geliefert. Details dazu siehe Abschnitt 3.

Tabelle B.10: Schätzung der Produktionsfunktion für Deutschland, Spezifikation 1 mit aggregierter Variable Haushalts- und Geschäftskapital, 1992Q4 - 2010Q1
Datenquelle: siehe Anhang A, eigene Berechnung

	Koeffizient	Standardfehler	t-Statistik	p-Wert
K	0.747222	1.209371	0.617860	0.5466
H	-0.399006	0.810066	-0.492559	0.6300
G	-0.178153	0.713975	-0.249523	0.8066
C	0.002467	0.007549	0.326778	0.7487
AR(1)	0.567354	0.198243	2.861915	0.0126
Instrumentvariablen:	K(-2), H(-2), G(-2)			
R ²	0.295209	Korrigiertes R ²		0.093840
Durbin-Watson-Statistik	1.421064	Standardfehler		0.011831
F-Statistik	1.846836	p-Wert der F-Statistik		0.176016

Erläuterung: Die abhängige Variable Y bezeichnet Output, K Geschäfts-, H Haushalts- und G Staatskapital. Output und Kapital-Variablen werden pro Erwerbstätigen verwendet, logarithmiert und HP-geliefert. Details dazu siehe Abschnitt 3.

Tabelle B.11: Schätzung der Produktionsfunktion für Deutschland, Früheres Bundesgebiet, 1970 - 1990
Datenquelle: siehe Anhang A, eigene Berechnung

	Koeffizient	Standardfehler	t-Statistik	p-Wert
K	-3.761592	1.161967	-3.237263	0.0065
H	3.678405	0.908137	4.050498	0.0014
C	-0.001345	0.005795	-0.232041	0.8201
AR(1)	0.560472	0.228455	2.453312	0.0290
Instrumentvariablen:	K(-2), H(-2), BSSI			
R ²	0.550760	Korrigiertes R ²		0.447090
Durbin-Watson-Statistik	1.422046	Standardfehler		0.010657
F-Statistik	5.855004	p-Wert der F-Statistik		0.009316

Erläuterung: Die abhängige Variable Y bezeichnet Output, K Geschäfts- und H Haushaltskapital. Output und Kapital-Variablen werden pro Erwerbstätigen verwendet, logarithmiert und HP-gefiltert. Details dazu siehe Abschnitt 3.

Tabelle B.12: Schätzung der Produktionsfunktion für Deutschland, Früheres Bundesgebiet, 1993 - 2009

Datenquelle: siehe Anhang A, eigene Berechnung

	Koeffizient	Standardfehler	t-Statistik	p-Wert
K	5.107282	2.564304	1.991683	0.0503
H	-3.630068	1.994156	-1.820353	0.0730
STD	0.474321	0.170977	2.774172	0.0071
C	-0.002817	0.003962	-0.711035	0.4794
AR(1)	0.744243	0.112654	6.606461	0.0000
Instrumentvariablen:	K(-2), H(-2), STD(-2)			
R ²	0.699632	Korrigiertes R ²		0.682468
Durbin-Watson-Statistik	1.877075	Standardfehler		0.007272
F-Statistik	41.93320	p-Wert der F-Statistik		0.000000

Erläuterung: Die abhängige Variable Y bezeichnet Output, K Geschäfts-, H Haushaltskapital und STD Arbeitsstunden. Output, Kapital-Variablen und Arbeitsstunden werden pro Erwerbstätigen verwendet, logarithmiert und HP-gefiltert. Details dazu siehe Abschnitt 3.

Tabelle B.13: Schätzung der Produktionsfunktion für Deutschland, Spezifikation 2 ohne exogene Variable mit Variable Arbeitsstunden, 1991Q3 - 2010Q1

Datenquelle: siehe Anhang A, eigene Berechnung

	Koeffizient	Standardfehler	t-Statistik	p-Wert
K	5.441305	1.735566	3.135177	0.0026
H	-4.298972	1.322674	-3.250212	0.0019
G	0.023636	0.024984	0.946058	0.3478
E	0.377133	0.209888	1.796828	0.0772
BSSI	0.000745	0.000157	4.736717	0.0000
STD	0.290374	0.188195	1.542943	0.1279
C	-0.076269	0.016373	-4.658065	0.0000
AR(1)	0.669434	0.066251	10.10456	0.0000
Instrumentvariablen:	K(-2), H(-2), G(-2), E(-2), STD(-2), BSSI			
R ²	0.831276	Korrigiertes R ²		0.812226
Durbin-Watson-Statistik	1.981830	Standardfehler		0.005694
F-Statistik	43.57357	p-Wert der F-Statistik		0.000000

Erläuterung: Die abhängige Variable Y bezeichnet Output, K Geschäfts-, H Haushalts-, G Staats-, E Humankapital, BSSI einen Wirtschaftsklimaindikator und STD Arbeitsstunden. Output, Kapital-Variablen und Arbeitsstunden werden pro Erwerbstätigen verwendet, logarithmiert und HP-gefiltert. Details dazu siehe Abschnitt 3.

Tabelle B.14: Schätzung der Produktionsfunktion für Deutschland, Spezifikation 1 mit Variable Arbeitsstunden, 1992Q4 - 2010Q1
 Datenquelle: siehe Anhang A, eigene Berechnung

	Koeffizient	Standardfehler	t-Statistik	p-Wert
K	4.453291	3.799522	1.172066	0.2496
H	-3.648518	2.719077	-1.341822	0.1888
G	0.070326	0.076694	0.916972	0.3658
E	0.186224	0.196362	0.948367	0.3498
STD	1.634691	1.275952	1.281154	0.2091
BSSI	0.000187	0.000505	0.370190	0.7136
C	-0.017625	0.51699	-0.340911	0.7353
AR(1)	-0.008057	0.193739	-0.041589	0.9671
Instrumentvariablen:	K(-2), H(-2), G(-2), E(-2), STD(-2), BSSI			
R ²	0.696636	Korrigiertes R ²		0.632286
Durbin-Watson-Statistik	2.105271	Standardfehler		0.009941
F-Statistik	14.40603	p-Wert der F-Statistik		0.000000

Erläuterung: Die abhängige Variable Y bezeichnet Output, K Geschäfts-, H Haushalts-, G Staats-, E Humankapital, STD Arbeitsstunden und BSSI einen Wirtschaftsklimaindikator. Output, Kapital-Variablen und Arbeitsstunden werden pro Erwerbstätigen verwendet, logarithmiert und HP-gefiltert. Details dazu siehe Abschnitt 3.

Tabelle B.15: Schätzung der Produktionsfunktion für Deutschland, Spezifikation 1 mit Variable Arbeitsstunden, 2000Q1 - 2010Q1
 Datenquelle: siehe Anhang A, eigene Berechnung

2 Vereinigtes Königreich

	Koeffizient	Standardfehler	t-Statistik	p-Wert
K	0.070488	0.043122	1.634612	0.1088
H	0.076696	0.033779	2.270558	0.0278
G	0.029579	0.015974	1.851710	0.0704
E	-0.016051	0.096025	-0.167153	0.8680
BSSI	0.000500	0.000272	1.840070	0.0721
C	-0.050945	0.028432	-1.791852	0.0796
AR(1)	0.709163	0.134975	5.254048	0.0000
Instrumentvariablen:	K(-2), H(-2), G(-2), E(-2), BSSI			
R ²	0.794352	Korrigiertes R ²		0.768100
Durbin-Watson-Statistik	1.777500	Standardfehler		0.005321
F-Statistik	32.30074	p-Wert der F-Statistik		0.000000

Erläuterung: Die abhängige Variable Y bezeichnet Output, K Geschäfts-, H Haushalts-, G Staats-, E Humankapital und BSSI einen Wirtschaftsklimaindikator. Output und Kapital-Variablen werden pro Erwerbstätigen verwendet, logarithmiert und HP-gefiltert. Details dazu siehe Abschnitt 3.

Tabelle B.1: Schätzung der Produktionsfunktion für Vereinigtes Königreich, 1997Q3-2011Q3

Datenquelle: siehe Anhang A, eigene Berechnung

	Koeffizient	Standardfehler	t-Statistik	p-Wert
K	0.034841	0.039905	0.873086	0.3870
H	0.050839	0.033597	1.513220	0.1368
G	0.025659	0.016091	1.594592	0.1174
BSSI	0.000604	0.000284	2.131439	0.0382
C	-0.061476	0.030059	-2.045191	0.0463
AR(1)	0.781260	0.109586	7.129204	0.0000
Instrumentvariablen:	K(-2), H(-2), G(-2), BSSI			
R ²	0.820206	Korrigiertes R ²		0.801477
Durbin-Watson-Statistik	1.569222	Standardfehler		0.004923
F-Statistik	44.95522	p-Wert der F-Statistik		0.000000

Erläuterung: Die abhängige Variable Y bezeichnet Output, K Geschäfts-, H Haushalts-, G Staatskapital und BSSI einen Wirtschaftsklimaindikator. Output und Kapital-Variablen werden pro Erwerbstätigen verwendet, logarithmiert und HP-gefiltert. Details dazu siehe Abschnitt 3.

Tabelle B.2: Schätzung der Produktionsfunktion für Vereinigtes Königreich, 1997Q3-2011Q3

Datenquelle: siehe Anhang A, eigene Berechnung

	Koeffizient	Standardfehler	t-Statistik	p-Wert
K	-0.061652	0.057546	-1.071349	0.2891
H	0.225182	0.090010	2.501734	0.0156
E	-0.045332	0.132009	-0.343401	0.7327
BSSI	7.31E-05	0.000399	0.183160	0.8554
C	-0.007402	0.039561	-0.187114	0.8523
AR(1)	0.115016	0.104255	1.103218	0.2751
Instrumentvariablen:	K(-2), H(-2), E(-2), BSSI			
R ²	-0.398038	Korrigiertes R ²		-0.535101
Durbin-Watson-Statistik	2.031517	Standardfehler		0.013371
F-Statistik	5.735052	p-Wert der F-Statistik		0.000284

Erläuterung: Die abhängige Variable Y bezeichnet Output, K Geschäfts-, H Haushalts-, E Humankapital und BSSI einen Wirtschaftsklimaindikator. Output und Kapital-Variablen werden pro Erwerbstätigen verwendet, logarithmiert und HP-gefiltert. Details dazu siehe Abschnitt 3.

Tabelle B.3: Schätzung der Produktionsfunktion für Vereinigtes Königreich, 1997Q3-2011Q3

Datenquelle: siehe Anhang A, eigene Berechnung

C Berechnung des gleichgewichtigen Wachstumspfad

1 Transformation der Variablen

Das Vorgehen zu den Wachstumsraten im Gleichgewicht folgt in hohem Maße den Überlegungen in King et al. (2002). Seien $y_t = a_t + b_t$, y, a, b Zeitreihen mit $a_t, b_t \neq 0 \forall t$, dann

gilt $\gamma_y = \gamma_a = \gamma_b$. Denn wir können folgende Umformungen durchführen: $\gamma_{y,t} := \frac{y_t}{y_{t-1}} = \frac{a_t + b_t}{y_{t-1}} = \frac{a_t}{a_{t-1} y_{t-1}} + \frac{b_t}{b_{t-1} y_{t-1}} = \gamma_{a,t} \frac{a_{t-1}}{y_{t-1}} + \gamma_{b,t} \left(1 - \frac{a_{t-1}}{y_{t-1}}\right) = (\gamma_{a,t} - \gamma_{b,t}) \frac{a_{t-1}}{y_{t-1}} + \gamma_{b,t}$. Es gilt also $\gamma_{y,t} - \gamma_{b,t} = (\gamma_{a,t} - \gamma_{b,t}) \frac{a_{t-1}}{y_{t-1}}$. Im Gleichgewicht sind

die Wachstumsfaktoren γ unabhängig von t . Somit muss entweder gelten, dass auch $\frac{a_{t-1}}{y_{t-1}}$ unabhängig von t ist. Das würde aber bedeuten $\gamma_y = \gamma_a$, woraus folgt, dass $b = 0$. Demnach kommt nur der zweite Fall in Frage, nämlich dass $\gamma_y - \gamma_b = \gamma_a - \gamma_b = 0$, also

$\gamma_y = \gamma_b = \gamma_a$, q.e.d.¹⁶⁸ Aufgrund dieser Argumentation schließen wir, dass für eine endliche Summe $y_t = \sum_{i=1}^n a_{i,t}$ im Gleichgewicht gilt $\gamma_y = \gamma_{a1} = \dots = \gamma_{an}$. Zusammenfassend folgt aus (17) $\gamma_y = \gamma_{cm} = \gamma_{xm} / \gamma_m = \gamma_{xh} / \gamma_h$.

Definiere wie in Greenwood et al. (2000) für alle Zeitreihen X_t im Gleichgewicht Wachstumsfaktoren $\gamma_X := \frac{X_t}{X_{t-1}}$, die wie bereits festgestellt nicht vom Zeitpunkt t abhängen. Somit gilt: $\gamma_{cm} = \gamma_{xm} / \gamma_m = \gamma_{xh} / \gamma_h = \gamma_y$. Außerdem gilt wegen (11) für

den Wachstumsfaktor von Haushaltskapital γ_{hc} , nicht zu verwechseln mit dem Wachstumsfaktor des technologischen Fortschritts γ_h , $\gamma_{hc} = \gamma_{xh} = \gamma_y \cdot \gamma_h$ und wegen (16)

$\gamma_k = \gamma_{s1} = \dots = \gamma_{sj} = \gamma_{xm} = \gamma_y \cdot \gamma_m$. Es gilt auch $\gamma_{nm} = \gamma_{nh} = 1$, da n_m und n_h zwischen 0 und 1 liegen müssen. Außerdem ergibt sich aus $\tilde{n}_{mt} = h_{nt}^\mu (z_t n_{mt})^{1-\mu}$ die Gleichheit

$\gamma_{\tilde{n}_{mt}} = \gamma_{hn}^\mu \cdot \gamma_z^{1-\mu} \cdot \gamma_{nm}^{1-\mu}$. Aus (13) folgt $\gamma_{hc} = \gamma_{hc} = \gamma_{hn} = \gamma_y \cdot \gamma_h$. Außerdem

gilt wegen der Produktionsfunktion: $\gamma_y = \gamma_k^\alpha \cdot \gamma_{\tilde{n}_{mt}}^{1-\alpha}$. Daraus folgt wegen $\gamma_y = \gamma_k / \gamma_m$ die Gleichheit $\gamma_y = \left(\gamma_y \gamma_m\right)^\alpha \cdot \gamma_{\tilde{n}_{mt}}^{1-\alpha}$. Folglich gilt für den Wachstumsfaktor von Output

$$g := \gamma_y, \text{ dass er sich berechnen lässt als } g = (g \cdot \gamma_m)^\alpha \cdot \gamma_{hn}^{\mu \cdot (1-\alpha)} \cdot \gamma_z^{(1-\mu) \cdot (1-\alpha)} \cdot \gamma_{nm}^{(1-\mu) \cdot (1-\alpha)} \\ = (g \cdot \gamma_m)^\alpha \cdot \gamma_{hn}^{\mu \cdot (1-\alpha)} \cdot \gamma_z^{(1-\mu) \cdot (1-\alpha)} = (g \cdot \gamma_m)^\alpha \cdot (g \cdot \gamma_h)^{\mu \cdot (1-\alpha)} \cdot \gamma_z^{(1-\mu) \cdot (1-\alpha)}. \text{ Also ergibt sich} \\ g = \gamma_m^{\frac{\alpha}{1-\mu-(1-\mu)\alpha}} \cdot \gamma_h^{\frac{\mu \cdot (1-\alpha)}{1-\mu-(1-\mu)\alpha}} \cdot \gamma_z^{\frac{(1-\mu) \cdot (1-\alpha)}{1-\mu-(1-\mu)\alpha}} = \gamma_m^{\frac{\alpha}{(1-\mu)(1-\alpha)}} \cdot \gamma_h^{\frac{\mu}{1-\mu}} \cdot \gamma_z.$$

¹⁶⁸Siehe z. B. King et al. (2002).

Wir führen nun eine Transformation der Variablen durch, um ein Modell zu erhalten, das einen Steady-State besitzt, $\hat{X}_t := \frac{X_t}{\gamma_X^t}$. Es ergibt sich dann $\hat{y}_t := \frac{y_t}{g^t}$, $\hat{c}_{mt} := \frac{c_{mt}}{g^t}$, $\hat{k}_t := \frac{k_t}{g^t \gamma_m^t}$, $\hat{h}_t := \frac{h_t}{g^t \gamma_h^t}$, $\hat{h}_{ct} := \frac{h_{ct}}{g^t \gamma_h^t}$, $\hat{h}_{nt} := \frac{h_{nt}}{g^t \gamma_h^t}$, $\hat{x}_{mt} := \frac{x_{mt}}{g^t \gamma_m^t}$, $\hat{s}_{jt} := \frac{s_{jt}}{g^t \gamma_m^t} \forall j = 1, \dots, J$, $\hat{x}_{ht} := \frac{x_{ht}}{g^t \gamma_h^t}$, $\hat{z}_t := \frac{z_t}{\gamma_z^t}$, $\hat{n}_{mt} := \frac{\tilde{n}_{mt}}{g^{\mu t} \gamma_h^{\mu t} \gamma_z^{(1-\mu)t}}$, $\hat{c}_{ht} := \frac{c_{ht}}{g^{\phi t} \gamma_h^{\phi t} \gamma_z^{(1-\phi)t}}$. Außerdem gilt auf dem gleichgewichtigen Wachstumspfad, d. h. mit $\varepsilon_t = 0$, für $\hat{z}_t = \exp(\theta_t) = 1$ und $\theta_t = 0$.¹⁶⁹

2 Gleichgewichtsbedingungen (Technologieschock)

Für die Nutzenfunktion des transformierten Modells gilt

$$\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\ln c_{mt} + \psi \ln c_{ht} + \eta \ln(1 - n_{mt} - n_{ht})] =$$

$$\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \ln \left(\underbrace{\frac{\alpha(1+\psi\phi)}{\gamma_m^{(1-\mu)(1-\alpha)}} \frac{\mu+\psi\phi}{\gamma_k^{1-\mu}} \gamma_z^{1+(2\phi+1)\psi}}_{\text{unabhängig von den Kontrollvariablen}} \right) + \beta^t [\ln \hat{c}_{mt} + \psi \ln \hat{c}_{ht} + \eta \ln(1 - n_{mt} - n_{ht})].$$

Bei der Maximierung kann der Term, der unabhängig von den Kontrollvariablen ist, weggelassen werden. Deshalb lautet das transformierte Modell der Haushalte

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\ln \hat{c}_{mt} + \psi \ln \hat{c}_{ht} + \eta \ln(1 - n_{mt} - n_{ht})]$$

$$\text{u.d.N. } \hat{c}_{mt} + \hat{p}_{mt} \hat{x}_{mt} + \hat{p}_{ht} \hat{x}_{ht} \leq (1 - \tau_k) \hat{r}_t \hat{k}_t + (1 - \tau_n) \hat{w}_t \hat{n}_{mt} + \delta_k \tau_k \hat{k}_t + \hat{\xi}_t$$

$$\hat{n}_{mt} \leq \hat{h}_{nt}^{\mu} (\hat{z}_t n_{mt})^{1-\mu}$$

$$\hat{c}_{ht} \leq \hat{h}_{ct}^{\phi} (\hat{z}_t n_{ht})^{1-\phi}$$

$$\hat{k}_{t+1} = \left[(1 - \delta_k) \hat{k}_t + \hat{s}_{1t} \right] / \left[\frac{1-(1-\alpha)\mu}{\gamma_m^{(1-\mu)(1-\alpha)}} \frac{\mu}{\gamma_h^{(1-\mu)}} \gamma_z \right] \quad (19)$$

$$\hat{h}_{t+1} = \left[(1 - \delta_h) \hat{h}_t + \hat{x}_{ht} \right] / \left[\frac{\alpha}{\gamma_m^{(1-\mu)(1-\alpha)}} \frac{1}{\gamma_h^{(1-\mu)}} \gamma_z \right] \quad (20)$$

$$\hat{h}_{ct} + \hat{h}_{nt} = \hat{h}_t$$

$$\hat{x}_{mt} = \sum_{j=1}^J \omega_j \hat{s}_{jt}$$

$$\frac{1-(1-\alpha)\mu}{\gamma_m^{(1-\mu)(1-\alpha)}} \frac{\mu}{\gamma_h^{(1-\mu)}} \gamma_z \cdot \hat{s}_{j,t+1} = \hat{s}_{j+1,t}, \text{ für alle } j = 1, 2, 3, \dots, J-1 \text{ (nur für } J > 1) \quad (21)$$

¹⁶⁹Siehe Greenwood et al. (1995).

$$\hat{z}_t = 1$$

für alle $t = 0, 1, 2, \dots$,

wobei $\hat{p}_{mt} := p_{mt}\gamma_m^t$ und $\hat{p}_{ht} := p_{ht}\gamma_h^t$. Für obiges Optimierungsproblem sind die Variablenwerte $k_0, h_0, s_{1,0}, s_{2,0}, \dots, s_{J-1,0} \geq 0$ gegeben.

Das transformierte Optimierungsproblem der Firma lautet

$$\begin{aligned} \max \quad & \hat{c}_{mt} + \hat{p}_{mt}\hat{x}_{mt} + \hat{p}_{ht}\hat{x}_{ht} - \hat{r}_t\hat{k}_t - \hat{w}_t\hat{n}_{mt} \\ \text{u.d.N.} \quad & \hat{c}_{mt} + \hat{x}_{mt} + \hat{x}_{ht} = \hat{k}_t^\alpha \hat{n}_{mt}^{1-\alpha}, \end{aligned}$$

wobei $\hat{w}_t := \gamma_m^{\frac{-\alpha}{1-\alpha}t} \cdot w_t$ und $\hat{r}_t := \gamma_m^t \cdot r_t$. Schließlich gilt für den Staat

$$\hat{\zeta}_t = \tau_k \hat{r}_t \hat{k}_t + \tau_n \hat{w}_t \hat{n}_{mt} - \delta_k \tau_k \hat{k}_t.$$

Als Lösung der repräsentativen Firma ergibt sich für den Lohn $\hat{w}_t = (1 - \alpha)\hat{k}_t^\alpha \hat{n}_{mt}^{-\alpha}$, für den Zinssatz $\hat{r}_t = \alpha\hat{k}_t^{\alpha-1}\hat{n}_{mt}^{1-\alpha}$ und zudem für die Preise $\hat{p}_{ht} = \hat{p}_{mt} = 1$. Für den Haushalt erhalten wir folgende Lagrange-Funktion

$$\begin{aligned} \mathcal{L} = \sum_{t=0}^{\infty} \left\{ \beta^t [\ln \hat{c}_{mt} + \psi \ln \hat{c}_{ht} + \eta \ln(1 - n_{mt} - n_{ht})] \right. \\ + \lambda_t \left[(1 - \tau_k)\hat{r}_t\hat{k}_t + (1 - \tau_n)\hat{w}_t\hat{n}_{mt} + \delta_k\tau_k\hat{k}_t + \hat{\zeta}_t - \hat{c}_{mt} - \hat{p}_{mt}\hat{x}_{mt} - \hat{p}_{ht}\hat{x}_{ht} \right] \\ + \nu_t \left[\hat{h}_{nt}^\mu \hat{z}_t^{1-\mu} n_{mt}^{1-\mu} - \hat{n}_{mt} \right] + \sigma_t \left[\hat{h}_{ct}^\phi \hat{z}_t^{1-\phi} n_{ht}^{1-\phi} - \hat{c}_{ht} \right] \\ + \chi_t \left[\left[(1 - \delta_k)\hat{k}_t + \hat{s}_{1t} \right] / \left[\gamma_m^{\frac{1-(1-\alpha)\mu}{(1-\mu)(1-\alpha)}} \gamma_h^{\frac{\mu}{1-\mu}} \gamma_z \right] - \hat{k}_{t+1} \right] \\ + \pi_t \left[\left[(1 - \delta_h)\hat{h}_t + \hat{x}_{ht} \right] / \left[\gamma_m^{\frac{\alpha}{(1-\mu)(1-\alpha)}} \gamma_h^{\frac{1}{1-\mu}} \gamma_z \right] - \hat{h}_{t+1} \right] \\ + \iota_t \left[\hat{h}_t - \hat{h}_{ct} - \hat{h}_{nt} \right] + \zeta_t \left[\sum_{j=1}^J \omega_j s_{jt} - x_{mt} \right] \\ \left. + \sum_{j=1}^{J-1} \kappa_{j,t} \left[\hat{s}_{j+1,t} - \gamma_m^{\frac{1-(1-\alpha)\mu}{(1-\mu)(1-\alpha)}} \gamma_h^{\frac{\mu}{1-\mu}} \gamma_z \cdot \hat{s}_{j,t+1} \right] \right\}. \end{aligned}$$

Zu beachten ist, dass im Fall $J = 1$ gilt $x_{mt} = s_{1t}$ und damit die Gleichungen mit ζ_t bzw. $\kappa_{j,t}$ keine Aussage mehr enthalten und demnach entfallen. Aus obiger Lagrange-Funktion ergeben sich durch Ableiten nach den jeweiligen Variablen die Gleichgewichtsbedingungen. Hierbei ist zu beachten, dass $\hat{p}_{mt} = \hat{p}_{ht} = 1$ gilt und E_t den Erwartungswert zum Zeitpunkt t bezeichnet.

$$\begin{aligned} \hat{c}_{mt} &: \beta^t \frac{1}{\hat{c}_{mt}} - \lambda_t = 0 \\ \hat{c}_{ht} &: \beta^t \frac{\psi}{\hat{c}_{ht}} - \sigma_t = 0 \\ \hat{k}_{t+1} &: E_t \lambda_{t+1} [(1 - \tau_k) \hat{r}_{t+1} + \delta_k \tau_k] + E_t \chi_{t+1} \frac{(1 - \delta_k)}{\gamma_m^{\frac{1-(1-\alpha)\mu}{(1-\mu)(1-\alpha)}} \gamma_h^{\frac{\mu}{1-\mu}} \gamma_z} - \chi_t = 0 \\ \hat{h}_{t+1} &: E_t \pi_{t+1} \frac{(1 - \delta_h)}{\gamma_m^{\frac{1-(1-\alpha)\mu}{(1-\mu)(1-\alpha)}} \gamma_h^{\frac{1}{1-\mu}} \gamma_z} - \pi_t + E_t \iota_{t+1} = 0 \\ \hat{h}_{nt} &: v_t \mu \hat{h}_{nt}^{\mu-1} \hat{z}_t^{1-\mu} n_{mt}^{1-\mu} - \iota_t = 0 \\ \hat{h}_{ct} &: \sigma_t \phi \hat{h}_{ct}^{\phi-1} \hat{z}_t^{1-\phi} n_{ht}^{1-\phi} - \iota_t = 0 \\ n_{mt} &: \beta^t \frac{-\eta}{1 - n_{mt} - n_{ht}} + v_t (1 - \mu) \hat{h}_{nt}^\mu \hat{z}_t^{1-\mu} n_{mt}^{-\mu} = 0 \\ n_{ht} &: \beta^t \frac{-\eta}{1 - n_{mt} - n_{ht}} + \sigma_t (1 - \phi) \hat{h}_{ct}^\phi \hat{z}_t^{1-\phi} n_{ht}^{-\phi} = 0 \\ \hat{n}_{mt} &: \lambda_t (1 - \tau_n) \hat{w}_t - v_t = 0 \\ \hat{x}_{mt} &: -\lambda_t \hat{p}_{mt} - \zeta_t = 0 \\ \hat{x}_{ht} &: -\lambda_t \hat{p}_{ht} + \pi_t \frac{1}{\gamma_m^{\frac{1-(1-\alpha)\mu}{(1-\mu)(1-\alpha)}} \gamma_h^{\frac{1}{1-\mu}} \gamma_z} = 0 \end{aligned}$$

Für die nächsten Bedingungen wenden wir eine Fallunterscheidung zwischen den beiden Fällen, die wir nachher auch tatsächlich betrachten werden, an. Für $J = 1$, d. h. ohne Time-to-build ergibt sich

$$\hat{s}_{1,t+1} : E_t \frac{\chi_{t+1}}{\gamma_m^{\frac{1-(1-\alpha)\mu}{(1-\mu)(1-\alpha)}} \gamma_h^{\frac{\mu}{1-\mu}} \gamma_z} + E_t \zeta_{t+1} = 0.$$

Für das Modell mit Time-to-build, für $J = 4$ und $\omega_1 = \omega_2 = \omega_3 = \omega_4 = 0.25$, erhalten wir folgende Gleichungen, wobei zu beachten ist, dass in diesem Fall $\hat{s}_{1,0}, \hat{s}_{1,1}, \hat{s}_{1,2}, \hat{s}_{2,0}, \hat{s}_{2,1}, \hat{s}_{3,0} = 0$.

$$\begin{aligned} \hat{s}_{1,t+1} &: E_t \frac{\chi_{t+1}}{\gamma_m^{\frac{1-(1-\alpha)\mu}{(1-\mu)(1-\alpha)}} \gamma_h^{\frac{\mu}{1-\mu}} \gamma_z} + E_t \zeta_{t+1} \omega_1 - \gamma_m^{\frac{1-(1-\alpha)\mu}{(1-\mu)(1-\alpha)}} \gamma_h^{\frac{\mu}{1-\mu}} \gamma_z \cdot \kappa_{1,t} = 0 \text{ für } t \geq 2 \\ \hat{s}_{2,t+1} &: E_t \zeta_{t+1} \omega_2 - \gamma_m^{\frac{1-(1-\alpha)\mu}{(1-\mu)(1-\alpha)}} \gamma_h^{\frac{\mu}{1-\mu}} \gamma_z \cdot \kappa_{2,t} + E_t \kappa_{1,t+1} = 0 \text{ für } t \geq 1 \\ \hat{s}_{3,t+1} &: E_t \zeta_{t+1} \omega_3 - \gamma_m^{\frac{1-(1-\alpha)\mu}{(1-\mu)(1-\alpha)}} \gamma_h^{\frac{\mu}{1-\mu}} \gamma_z \cdot \kappa_{3,t} + E_t \kappa_{2,t+1} = 0 \text{ für } t \geq 0 \\ \hat{s}_{4,t} &: \zeta_t \omega_4 + \kappa_{3,t} = 0 \text{ für } t \geq 0. \end{aligned}$$

Die folgenden Gleichungen gelten wieder unabhängig vom Wert für J ,

$$\begin{aligned} \lambda_t \left[(1 - \tau_k) \hat{r}_t \hat{k}_t + (1 - \tau_n) \hat{w}_t \hat{n}_{mt} + \delta_k \tau_k \hat{k}_t + \hat{\xi}_t - \hat{c}_{mt} - \hat{p}_{mt} \hat{x}_{mt} - \hat{p}_{ht} \hat{x}_{ht} \right] &= 0 \\ \nu_t \left[\hat{h}_{nt}^\mu (\hat{z}_t n_{mt})^{1-\mu} - \hat{n}_{mt} \right] &= 0 \\ \sigma_t \left[\hat{h}_{ct}^\phi (\hat{z}_t n_{ht})^{1-\phi} - \hat{c}_{ht} \right] &= 0 \\ \iota_t \left[\hat{h}_t - \hat{h}_{ct} - \hat{h}_{nt} \right] &= 0, \end{aligned}$$

zusammen mit den Bedingungen an die Kovariablen bzw. Multiplikatoren $\lambda_t, \nu_t, \sigma_t, \iota_t \geq 0$ und $\chi_t, \pi_t, \zeta_t, \kappa_{j,t} \in \mathbb{R}$. Insgesamt erhalten wir die Gleichgewichtsbedingungen

$$\begin{aligned} E_t \frac{1}{c_{mt+1}} [(1 - \tau_k) r_{t+1} + \delta_k \tau_k] + E_t \frac{1}{c_{mt+1}} p_{mt+1} (1 - \delta_k) - \frac{1}{\beta} \frac{1}{c_{mt}} p_{mt} \Gamma &= 0 \\ & \text{(für } J = 1) \\ E_t \frac{[(1 - \tau_k) r_{t+1} + \delta_k \tau_k]}{c_{mt+1}} + \\ E_t \frac{1}{4} \left[(1 - \delta_k) \frac{p_{mt+1}}{c_{mt+1}} - \delta_k \frac{\Gamma}{\beta} \frac{p_{mt}}{c_{mt}} - \delta_k \frac{\Gamma^2}{\beta^2} \frac{p_{mt-1}}{c_{mt-1}} - \delta_k \frac{\Gamma^3}{\beta^3} \frac{p_{mt-2}}{c_{mt-2}} - \frac{\Gamma^4}{\beta^4} \frac{p_{mt-3}}{c_{mt-3}} \right] &= 0 \\ & \text{(für } J = 4) \\ E_t \frac{1}{c_{mt+1}} (1 - \tau_n) \hat{w}_{t+1} \mu h_{nt+1}^{\mu-1} \hat{z}_{t+1}^{1-\mu} n_{mt+1}^{1-\mu} - \frac{1}{\beta c_{mt}} p_{ht} \Gamma \frac{\gamma_h}{\gamma_m} + E_t \frac{1}{c_{mt+1}} p_{ht+1} (1 - \delta_h) &= 0 \\ & \text{(Obige Gleichung entfällt für } \mu = 0.) \\ E_t \frac{\psi}{c_{ht+1}} \phi h_{ct+1}^{\phi-1} \hat{z}_{t+1}^{1-\phi} n_{ht+1}^{1-\phi} - \frac{1}{\beta c_{mt}} p_{ht} \Gamma \frac{\gamma_h}{\gamma_m} + E_t (1 - \delta_h) \frac{1}{c_{mt+1}} p_{ht+1} &= 0 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\frac{-\eta}{1 - n_{mt} - n_{ht}} + \frac{1}{c_{mt}}(1 - \tau_n)\hat{w}_t(1 - \mu)h_{nt}^\mu \hat{z}_t^{1-\mu} n_{mt}^{-\mu} &= 0 \\ \frac{-\eta}{1 - n_{mt} - n_{ht}} + \frac{\psi}{c_{ht}}(1 - \phi)h_{ct}^\phi \hat{z}_t^{1-\phi} n_{ht}^{-\phi} &= 0,\end{aligned}$$

wobei $\Gamma := \gamma_m^{\frac{1-(1-\alpha)\mu}{(1-\mu)(1-\alpha)}} \gamma_h^{\frac{\mu}{1-\mu}} \gamma_z$.

3 Gleichgewichtsbedingungen (Technologie- & Präferenzenschock)

In den Abschnitten III.4.6 und III.5.6 betrachten wir einen zusätzlichen Schock auf Nachfrageseite. Dazu verwenden wir die Nutzenfunktion

$$u(c_{mt}, c_{ht}, n_{mt}, n_{ht}) = \zeta_t (\ln c_{mt} + \psi \ln c_{ht}) + \eta \ln(1 - n_{mt} - n_{ht})$$

mit dem exogenen Schock ζ_t . Wir erhalten analog zu oben fünf (bzw. vier für $\mu = 0$)

Gleichungen für den Steady-State, die nun auch von ζ_t abhängen:

$$E_t \zeta_{t+1} \frac{1}{c_{mt+1}} [(1 - \tau_k)r_{t+1} + \delta_k \tau_k] + E_t \zeta_{t+1} \frac{1}{c_{mt+1}} p_{mt+1} (1 - \delta_k) - \zeta_t \frac{1}{\beta} \frac{1}{c_{mt}} p_{mt} \Gamma = 0$$

(für $J = 1$)

$$E_t \zeta_{t+1} \frac{[(1 - \tau_k)r_{t+1} + \delta_k \tau_k]}{c_{mt+1}} +$$

$$E_t \frac{1}{4} \left[\zeta_{t+1} (1 - \delta_k) \frac{p_{mt+1}}{c_{mt+1}} - \zeta_t \delta_k \frac{\Gamma}{\beta} \frac{p_{mt}}{c_{mt}} - \zeta_{t-1} \delta_k \frac{\Gamma^2}{\beta^2} \frac{p_{mt-1}}{c_{mt-1}} - \zeta_{t-2} \delta_k \frac{\Gamma^3}{\beta^3} \frac{p_{mt-2}}{c_{mt-2}} - \zeta_{t-3} \frac{\Gamma^4}{\beta^4} \frac{p_{mt-3}}{c_{mt-3}} \right] = 0$$

(für $J = 4$)

$$E_t \zeta_{t+1} \frac{1}{c_{mt+1}} (1 - \tau_n) \hat{w}_{t+1} \mu h_{nt+1}^{\mu-1} \hat{z}_{t+1}^{1-\mu} n_{mt+1}^{1-\mu} - \zeta_t \frac{1}{\beta c_{mt}} p_{ht} \Gamma \frac{\gamma_h}{\gamma_m} + \zeta_{t+1} E_t \frac{1}{c_{mt+1}} p_{ht+1} (1 - \delta_h) = 0$$

(Obige Gleichung entfällt für $\mu = 0$.)

$$E_t \zeta_{t+1} \frac{\psi}{c_{ht+1}} \phi h_{ct+1}^{\phi-1} \hat{z}_{t+1}^{1-\phi} n_{ht+1}^{1-\phi} - \zeta_t \frac{1}{\beta c_{mt}} p_{ht} \Gamma \frac{\gamma_h}{\gamma_m} + E_t \zeta_{t+1} (1 - \delta_h) \frac{1}{c_{mt+1}} p_{ht+1} = 0$$

$$\frac{-\eta}{1 - n_{mt} - n_{ht}} + \zeta_t \frac{1}{c_{mt}} (1 - \tau_n) \hat{w}_t (1 - \mu) h_{nt}^\mu \hat{z}_t^{1-\mu} n_{mt}^{-\mu} = 0$$

$$\frac{-\eta}{1 - n_{mt} - n_{ht}} + \zeta_t \frac{\psi}{c_{ht}} (1 - \phi) h_{ct}^\phi \hat{z}_t^{1-\phi} n_{ht}^{-\phi} = 0.$$

4 Zur Kalibrierung des Parameters α

Die Gleichgewichtsbedingungen werden auch für die Festsetzung einiger Kalibrierungsziele und insbesondere zur Kalibrierung von α verwendet.¹⁷⁰ Es ergibt sich für den Steady-State aus der ersten Gleichung

$$\begin{aligned} [(1 - \tau_k)r + \delta_k \tau_k] + (1 - \delta_k) - \frac{1}{\beta} \Gamma &= 0 \text{ für } J = 1 \text{ und} \\ [(1 - \tau_k)r + \delta_k \tau_k] + \frac{1}{4} \left[(1 - \delta_k) - \delta_k \frac{\Gamma}{\beta} - \delta_k \frac{\Gamma^2}{\beta^2} - \delta_k \frac{\Gamma^3}{\beta^3} - \frac{\Gamma^4}{\beta^4} \right] &= 0 \text{ für } J = 4. \end{aligned}$$

Damit folgt für den Zinssatz r jeweils

$$\begin{aligned} r &= \frac{\frac{\Gamma}{\beta} - (1 - \delta_k) - \delta_k \tau_k}{1 - \tau_k} \text{ für } J = 1 \text{ und} \\ r &= - \frac{\frac{1}{4} \left[(1 - \delta_k) - \delta_k \frac{\Gamma}{\beta} - \delta_k \frac{\Gamma^2}{\beta^2} - \delta_k \frac{\Gamma^3}{\beta^3} - \frac{\Gamma^4}{\beta^4} \right] + \delta_k \tau_k}{1 - \tau_k} \text{ für } J = 4. \end{aligned}$$

Und somit gilt für den Parameter α

$$\begin{aligned} \alpha &= \frac{\frac{\Gamma}{\beta} - (1 - \delta_k) - \delta_k \tau_k}{1 - \tau_k} \cdot \frac{k}{y} \text{ für } J = 1 \text{ und} \\ \alpha &= \frac{-\frac{1}{4} \left[(1 - \delta_k) - \delta_k \frac{\Gamma}{\beta} - \delta_k \frac{\Gamma^2}{\beta^2} - \delta_k \frac{\Gamma^3}{\beta^3} - \frac{\Gamma^4}{\beta^4} \right] - \delta_k \tau_k}{1 - \tau_k} \cdot \frac{k}{y} \text{ für } J = 4. \end{aligned}$$

¹⁷⁰Siehe Abschnitte III.4.2, III.5.2.

D Daten für das RBC-Modell

Für die empirische Analyse des RBC-Modells werden zum einen Daten für die Kalibrierung benötigt, zum anderen für die Berechnung der Statistiken, um diese mit den Modellergebnissen vergleichen zu können. Insbesondere werden Datenreihen für Output, Geschäfts- und Haushaltskapital verwendet. Output ist definiert als BIP minus die Konsumausgaben der privaten Haushalte für Wohndienstleistungen. Geschäftskapital wird berechnet als nicht-staatliche Anlagegüter minus nicht-staatliche Wohnbauten. Ein Problem zeigt sich bei der Messung des Haushaltskapitals. Es werden nur die Konsumausgaben der Haushalte für Gebrauchsgüter als Stromgröße gemessen, nicht aber der Bestand. Daher wird der Bestand durch die Stromgröße approximiert und Haushaltskapital berechnet als die Summe von nicht-staatlichen Wohnbauten plus Konsumausgaben der privaten Haushalte für langlebige und kurzlebige Gebrauchsgüter.

Die Daten werden folgenden Quellen entnommen, der Datenbank Genesis des Statistischen Bundesamts¹⁷¹, dem Office of National Statistics¹⁷², der Datenbank Statextracts der OECD¹⁷³, der Datenbank Eurostat der Europäischen Kommission¹⁷⁴, der Zeitreihen-Datenbank der Deutschen Bundesbank¹⁷⁵ und der Statistical Interactive Database der Bank of England¹⁷⁶.

1 Daten für die Statistiken

Um die Statistiken wie Standardabweichungen und Kreuzkorrelationen zu berechnen, werden Daten zu Arbeitsstunden im Markt, Output, Haushalts- und Geschäftsinvestitionen und Marktkonsum benötigt. Die preisbereinigten Daten werden jeweils logarithmiert und HP-gefiltert. Da die preisbereinigten Daten insbesondere für Deutschland in Form von Kettenindizes vorliegen, ist beim Zusammenfassen mehrerer Datenreihen kein schlichtes Summieren oder Bilden von Differenzen möglich.¹⁷⁷ Daher wird ein Excel-

¹⁷¹Siehe <https://www-genesis.destatis.de/genesis/online>, Abrufdatum: 29.03.2014.

¹⁷²Siehe <http://www.ons.gov.uk>, Abrufdatum: 29.03.2014.

¹⁷³Siehe <http://stats.oecd.org>, Abrufdatum: 29.03.2014.

¹⁷⁴Siehe <http://epp.eurostat.ec.europa.eu>, Abrufdatum: 29.03.2014.

¹⁷⁵Siehe http://www.bundesbank.de/Navigation/DE/Statistiken/Zeitreihen_Datenbanken/zeitreihen_datenbank.html, Abrufdatum: 29.03.2014.

¹⁷⁶Siehe <http://www.bankofengland.co.uk/boeapps/iadb>, Abrufdatum: 29.03.2014.

¹⁷⁷Siehe z. B. Nierhaus (2005a), Nierhaus (2005b), Strohm (2005).

Add-In für Kettenindizes „KIX“ der Deutschen Bundesbank verwendet, um die Aggregation der Kettenindizes durchzuführen.¹⁷⁸ Daten, die nicht als Kettenindex verfügbar sind, wie z.B. Geschäftsinvestitionen für das Vereinigte Königreich, werden in Kettenindizes umgerechnet.¹⁷⁹

Die Einordnung von Gütern des privaten Verbrauchs in Dienstleistungen, Verbrauchsgüter, langlebige und kurzlebige Gebrauchsgüter folgt der Klassifizierung nach der Classification of Individual Consumption by Purpose (COICOP), einer Klassifikation der Statistikabteilung der Vereinten Nationen zur Klassifizierung und Analyse der Konsumausgaben der privaten Haushalte, privaten Organisationen ohne Erwerbszweck und des Staates nach dem Verwendungszweck. Um den Output zu berechnen, werden die Wohndienstleistungen bestimmt, welche sich als Summe von Konsumausgaben der privaten Haushalte für Wohnungsmieten (einschließlich Mietwert von Eigentümerwohnungen), unterstellte Mietzahlungen, Dienstleistungen für die Instandhaltung der Wohnungen und Wasserversorgung und andere Dienstleistungen für Wohnungen ergeben. Marktverbrauch wird dann berechnet als Konsum von Verbrauchsgütern und Dienstleistungen abzüglich Wohndienstleistungen.

1.1 Deutschland

Alle Daten wurden vom Statistischen Bundesamt von 1991-2008 bezogen. Wenn nicht anders angegeben, liegen die Datensätze als Quartalsdaten vor. Die Zahlen der Konsumausgaben liegen vom Statistischen Bundesamt als Jahresdaten gegliedert nach COICOP¹⁸⁰ vor und werden in Quartalsdaten interpoliert. Geschäftsinvestitionen werden berechnet als Bruttoanlageinvestitionen abzüglich Bruttoanlageinvestitionen in Wohnbauten und Bruttoanlageinvestitionen des Staates, zuzüglich Bruttoanlageinvestitionen des Staates in Wohnbauten. Haushaltsinvestitionen ergeben sich als Bruttoanlageinvestitionen in Wohnbauten minus Bruttoanlageinvestitionen des Staates in Wohnbauten plus lang- und kurz-

¹⁷⁸ Kettenindizes werden aggregiert, indem die Indexreihen zunächst entkettet, dann eine einzelwertweise gewichtete Summe bzw. Differenz gebildet wird und anschließend wieder verkettet werden. Als Gewichte dienen dabei die Vorjahresdurchschnitte der zugehörigen nominalen Datenreihen.

¹⁷⁹ Dazu werden die verketteten Volumina durch den Wert im Referenzjahr zu jeweiligen Preisen geteilt und mit 100 multipliziert. Siehe z.B. Nierhaus (2005a).

¹⁸⁰ Die Klassifizierung nach COICOP wurde vom Statistischen Bundesamt als Basisgliederung in das Systematisches Verzeichnis der Einnahmen und Ausgaben der Privaten Haushalte, Ausgabe 1998 (SEA 98) übernommen, siehe Statistisches Bundesamt (1998d).

lebige Gebrauchsgüter. Die Arbeitsstunden im Markt sind die der Erwerbstätigen im Inland.

1.2 Vereinigtes Königreich

Das BIP und Daten zu den Investitionen liegen vom ONS in jeweiligen Preisen und als verkettete Volumina vor, nach COICOP gegliederte Daten zu den Konsumausgaben der Haushalte werden von Eurostat sowohl in jeweiligen Preisen als auch als verkettete Volumina in Jahren zur Verfügung gestellt. Daten zu Investitionen sind erst ab 1997 und bis einschließlich 2012 verfügbar, was die Anzahl der verwendeten Werte auf 16 (Jahre) einschränkt. Investitionen in Marktkapital ergibt sich als „Business Investment“ abzüglich Kosten der Eigentumsübertragung von nicht produzierten Aktiva im privaten Sektor von staatlichen Unternehmen. Investitionen in Haushaltskapital werden berechnet als Summe der Investitionen in Wohnbauten sowohl im privaten Sektor als auch im staatlichen Bereich. Die Arbeitsstunden liegen von Eurostat als saison- und arbeitstäglich bereinigte Quartalsdaten vor.

2 Daten für die Kalibrierung

Für die Kalibrierung der Parameterwerte des Modells werden Daten zu Realzins, Steuern auf Kapital und Arbeit, Arbeitsstunden im Haushalt und im Markt, Output, Haushalts- und Geschäftskapital, Haushalts- und Geschäftsinvestitionen und Wohndienstleistungen benötigt. Im Folgenden werden, sofern nicht bereits im vorherigen Abschnitt 1 geschehen, die zur Kalibrierung verwendeten Daten im Detail erläutert. Insbesondere wird die Berechnung der Deflatoren erläutert.

2.1 Zeitverwendung

Um den Anteil der am Markt bzw. im Haushalt gearbeiteten Stunden zu ermitteln, werden Studien zur Zeitverwendung herangezogen. Sowohl für Deutschland als auch für das Vereinigte Königreich gibt es aktuelle Erhebungen, die mit Hilfe von Tagebüchern und Fragebögen durchgeführt wurden.

2.1.1 Deutschland

In Tabelle D.1 ist eine Übersicht zur Zeitverwendung angegeben, die aus dem Tabellenband Statistisches Bundesamt (2006f) hervorgeht. Aus den Werten für zusammenlebende Mütter/Väter ergeben sich Werte für den Anteil zur Verfügung stehender Zeit an Arbeitsstunden am Markt (Erwerbstätigkeit) von 32 % und an Arbeitsstunden zu Hause (Haushaltsproduktion) von 26 %. Diese Werte werden für die Kalibrierung des RBC-Modells verwendet. Die Daten wurden vom Statistischen Bundesamt im Zeitraum April 2001 bis Ende März 2002 mittels Tagebüchern und Personenfragebögen erhoben. Die Erhebung erfolgte als Quotenauswahl aus der Erhebungsgesamtheit aller Privathaushalte durch freiwillige Befragung aller Personen ab 10 Jahren. Es wurden rund 5400 Haushalte mit rund 12600 Personen befragt und rund 37700 Tagebücher ausgewertet. Die Aufzeichnungen wurden gegliedert in 272 Einzelaktivitäten in zehn Bereichen (z. B. Persönlicher Bereich, Erwerbstätigkeit oder Bildung). Die Tagebücher waren in 10 Minuten-Intervalle gegliedert und wurden an drei Tagen pro Woche, einer davon am Wochenende, ausgefüllt. Eine Fehlerrechnung bzgl. stichprobenbedingter Fehler wurde nicht vorgenommen. Um die nicht-stichprobenbedingten Fehler zu minimieren, wurden diverse Maßnahmen angewendet, nämlich Pretest, freie Anschreibung für die Tagebücher und umfangreiche Plausibilitätsprüfungen.¹⁸¹

Aktivitäten	Personen ab 10 Jahre [Std:Min]	zusammenlebende Mütter/Väter [Std:Min]
Erwerbstätigkeit	2:27	3:31
Haushaltsführung und Betreuung der Familie	3:24	4:16
Persönlicher Bereich/ Physiologische Regeneration	11:05	10:41

Tabelle D.1: Durchschnittliche Zeitverwendung von Personen je Tag, 2001/2002 für Deutschland

Datenquelle: Statistisches Bundesamt (2006f), eigene Darstellung

¹⁸¹Siehe Statistisches Bundesamt (2006f).

2.1.2 Vereinigtes Königreich

Der Anteil der Arbeitsstunden am Markt beträgt nach dem National Statistics Omnibus Survey des ONS 170 von 777 Minuten, d. h. etwa 21,9 %, der Anteil der Arbeitsstunden im Haushalt mit 143 Minuten etwa 18,4%.¹⁸² Wie in Lader et al. (2006) erläutert, umfasst der National Statistics Omnibus Survey von 2005 die Ergebnisse eines vordefinierten Tagebuchs, das dreißig verschiedene Tätigkeiten (z.B. Essen & Trinken, Kochen, Pflege von Haustieren) vorgibt. Es wurden sowohl die Haupt- als auch Nebenaktivitäten erfasst, und zwar in 10 Minuten-Intervallen. Befragt wurde in vier Wellen (Februar, Juni, September und November), jeweils nur ein Haushaltsmitglied, das mindestens 16 Jahre alt ist. Die Daten wurden dann, aufgrund der ungleichen Wahrscheinlichkeit eines der Haushaltsmitglieder auszuwählen und um die gleiche Repräsentation aller Wochentage sicher zu stellen, gewichtet. Anschließend wurden die vier verschiedenen Monate addiert und durch vier geteilt.

Aktivitäten	Haushaltsmitglied ab 16 Jahre [Min pro Woche]
Erwerbstätigkeit	170
Haushaltsführung und Betreuung von Kindern und Erwachsenen	143
Persönlicher Bereich/ Physiologische Regeneration	663

Tabelle D.2: Durchschnittliche wöchentliche Zeitverwendung, 2005 für das Vereinigtes Königreich

Datenquelle: Lader et al. (2006), eigene Darstellung

2.2 Deflator für Haushalts- bzw. Geschäftsinvestitionen

Die realen Preise der Investitionsgüter stellen einen wichtigen Faktor bei der empirischen Analyse eines DSGE-Modells dar.¹⁸³ Die Bestimmung der Deflatoren für Haushalts- bzw. Geschäftsinvestitionen wird analog zum Vorgehen in Greenwood et al. (2000) durchgeführt. Um den Deflator für Haushaltsinvestitionen zu berechnen, werden zuerst die Konsumausgaben der privaten Haushalte für langlebige Gebrauchsgüter und Bruttoan-

¹⁸²Siehe Tabelle D.2.

¹⁸³Siehe z. B. Gordon (1990).

lageinvestitionen in Wohnbauten mit Hilfe des Algorithmus von Kauffmann und Nastansky (2006) von Jahres- in Quartalsdaten interpoliert.¹⁸⁴ Daraus wird eine Messzahl für die Daten in jeweiligen Preisen bestimmt, indem Haushaltsinvestitionen (Konsumausgaben der privaten Haushalte für langlebige Gebrauchsgüter und Bruttoanlageinvestitionen in Wohnbauten) in jeweiligen Preisen zum Zeitpunkt t dividiert werden durch Haushaltsinvestitionen in jeweiligen Preisen zum Basisjahr 2000 und das Ganze mit 100 multipliziert. Dann werden die Haushaltsinvestitionen als Kettenindizes (2000=100 bzw. 2005=100), gewichtet nach ihrem nominalen Anteil, mit Hilfe des Excel-Makros KIX¹⁸⁵ summiert. Der Deflator ergibt sich schließlich als Quotient der ermittelten Messzahl und dem berechneten Kettenindex mal 100.

Analog wird der Deflator für Geschäftsinvestitionen basierend auf Bruttoanlageinvestitionen abzüglich Bauinvestitionen in Wohnbauten bestimmt. Der Konsumdeflator wird basierend auf Konsum von Verbrauchsgütern und Dienstleistungen ohne Wohndienstleistungen nach dem gleichen Vorgehen berechnet. Die Preise für Haushalts- bzw. Geschäftsinvestitionen ergeben sich dann durch Division des zugehörigen Investitionsdeflators durch den Konsumdeflator.

2.2.1 Deutschland

Die Daten für Konsumausgaben liegen vom Statistischen Bundesamt als Jahresdaten ab 1991 gegliedert nach COICOP vor und werden interpoliert in Quartalsdaten bis 2008Q1 verwendet. Bruttoanlageinvestitionen mit der Untergliederung Bauinvestitionen in Wohnbauten liegen ebenso vom Statistischen Bundesamt ab 1991 in Quartalen vor, sowohl in jeweiligen Preisen als auch in Form eines Kettenindex (2005=100).

2.2.2 Vereinigtes Königreich

Die Werte für die Konsumausgaben der privaten Haushalte liegen in einer Aufgliederung nach COICOP von Eurostat als Jahresdaten vor. Zum einen in jeweiligen Preisen

¹⁸⁴Guckelsberger (2009) verwendet die Interpolation nach Kauffmann und Nastansky und erläutert, dass im Gegensatz zur Interpolation mit kubischen Splines keine Bedingung bzgl. der zweiten Ableitungen aufgestellt, sondern gefordert wird, dass der Durchschnitt der Quartalsindexwerte gleich dem Jahresindexwert ist. Die Forderung bei Stromgrößen ergibt sich dann analog dazu, dass die Summe der Quartalswerte gleich dem Jahreswert ist.

¹⁸⁵Siehe Abschnitt D.1, Nierhaus (2005a), Tödter (2005).

in Landeswährung ab 1970, zum anderen als Preisindex bzgl. der Landeswährung normiert auf 2005=100 ab dem Jahr 1990. Die Bruttoanlageinvestitionen, untergliedert nach Firmen, Staat, staatlichen Unternehmen bzw. privatem Sektor, liegen vom ONS sowohl in Jahres- als auch in Quartalsdaten von 1997-2012 vor. Für staatliche Unternehmen und den privaten Sektor ist der Anteil für Wohnbauten gesondert ausgewiesen. Die Daten stehen sowohl in jeweiligen Preisen als auch als verkettete Volumina zur Verfügung.

2.3 Übrige Daten

Die durchschnittliche Kapitalsteuer wird von der Europäischen Kommission geschätzt, indem alle Steuern auf Kapital durch eine umfassende Schätzung des Kapitalbestandes und des Geschäftseinkommens sowohl für Haushalte als auch für Firmen geteilt werden.¹⁸⁶ Um den durchschnittlichen Steuersatz auf Arbeit zu schätzen, werden direkte und indirekte Steuern auf Arbeit, die von Beschäftigten und Arbeitgebern bezahlt werden, durch die gesamte Entlohnung der Beschäftigten geteilt.¹⁸⁷

2.3.1 Deutschland

Wie bei den übrigen Zeitreihen für Deutschland wird hier der Zeitraum von 1991-2008 verwendet. Geschäftskapital ergibt sich als Bruttoanlagevermögen zu Wiederbeschaffungspreisen mal Eins minus den Anteil des Staates am Bruttoanlagevermögen. Der Wert für Wohnbauten ohne Wohnbauten des Staates wird berechnet als Bruttoanlagevermögen in Wohnbauten zu Wiederbeschaffungspreisen mal Eins minus den Anteil des Staates an Wohnbauten. Haushaltskapital wird berechnet als die Summe von Bauinvestitionen in Wohnbauten plus Konsumausgaben der privaten Haushalte für langlebige und kurzlebige Gebrauchsgüter. Für den Wachstumsfaktor des Pro-Kopf-Konsums ohne Wohndienstleistungen werden zunächst die Konsumausgaben in jeweiligen Preisen berechnet und anschließend in verkettete Volumina umgewandelt. Diese Werte werden dann durch die Bevölkerung geteilt und der vierteljährliche Wachstumsfaktor dieser Größe ermittelt.

Die auf Eurostat veröffentlichten Daten ergeben für den Zeitraum von 1995-2009 einen impliziten Steuersatz auf Arbeit von 0,397 und einen durchschnittlichen Wert von

¹⁸⁶Siehe European Commission (2011).

¹⁸⁷Siehe European Commission (2011).

0,233 für den impliziten Steuersatz auf Kapital. Als Durchschnitt der Differenz von Geldmarktzinssatz für Zwölfmonatsgeld am Frankfurter Bankplatz, veröffentlicht von der Deutschen Bundesbank und der Änderungsrate des Verbraucherpreisindex für 1992-2009 ergibt sich ein Wert von 2,12 %. In Deutsche Bundesbank (2001) wird ein Mittelwert des Realzinssatzes für Dreimonatsgeld am Geldmarkt für 1994Q2-2001Q1 von 2,29 % ermittelt.

2.3.2 Vereinigtes Königreich

Es wird wieder der Zeitraum von 1997-2012 betrachtet. Geschäftskapital entspricht nicht-staatlichem Anlagevermögen abzüglich des Anlagevermögens in Wohnbauten, wofür jeweils die Daten in jeweiligen Preisen als Jahresdaten von der OECD vorliegen. Haushaltskapital wird berechnet als nicht-staatliches Anlagevermögen in Wohnbauten plus Konsumausgaben der privaten Haushalte für langlebige und kurzlebige Gebrauchsgüter. Die Verhältnisse von Kapital zu Output werden in jeweiligen Preisen bestimmt und der Durchschnitt gebildet. Aus den Daten in jeweiligen Preisen der Konsumausgaben von Eurostat werden verkettete Volumina für Konsum ohne Wohndienstleistungen gebildet und durch die Bevölkerung geteilt. Danach wird der mittlere vierteljährliche Wachstumsfaktor für die Jahre 1997 bis 2012 ermittelt.

Laut Daten von Eurostat ergibt sich für den Zeitraum 1995-2011 ein implizierter Steuersatz für Arbeit von $\tau_n = 0,257$ und als implizierter Steuersatz für Kapital ein durchschnittlicher Wert von 0,387. Der Bankzinssatz für das Vereinigte Königreich wird von der Bank of England in ihrer Statistical Interactive Database veröffentlicht. Als durchschnittlicher Jahresdurchschnitt des offiziellen Bankzinssatzes von 1997-2013 ergibt sich ein Zinssatz von 3,8 %.

E Dynare

1 Über Dynare

Dynare¹⁸⁸ ist eine freie Software, d. h. die meisten Quelldateien unterliegen der GNU General Public Licence. Ein Teil der Software ist in C++ programmiert und der Rest in der Programmiersprache von Matlab. Die Entwicklung von Dynare findet hauptsächlich am CEPREMAP (Centre pour la recherche économique et ses applications) in Paris statt. Mit der Software-Plattform Dynare können unterschiedliche Typen von volkswirtschaftlichen Modellen bearbeitet werden, insbesondere DSGE-Modelle. Die Modelle können auf der Theorie der rationalen Erwartungen aufbauen oder aber auch andere Erwartungen abdecken. Einerseits den Fall, dass Agenten die Zukunft kennen, aber auch die Möglichkeit, dass Agenten ihre Erwartungen durch einen Lernprozess formen. Mit Hilfe der Software Dynare können Simulationen eines Modells basierend auf kalibrierten Parameterwerten durchgeführt werden. Es ist zudem möglich, diese Parameter mit einem gegebenen Datensatz zu schätzen. In Dynare sind diverse Techniken der angewandten Mathematik und Informatik eingebettet, wie z. B. multivariate nichtlineare Lösung und Optimierung, Faktorisierung von Matrizen, lokale Approximation von Funktionen, Kalman Filter und Markov-Chain-Monte-Carlo (MCMC)-Verfahren für Bayessche Schätzung.

Im Folgenden sind die mod-Dateien aufgeführt, die mit Dynare für die Simulation und Schätzung der Modelle ausgeführt werden. Die Bezeichnung der Variablen folgt den Bezeichnungen im Abschnitt zum Modell III.3. Die mit „caltar“ benannten Variablen beziehen sich auf die Kalibrierungsziele aus Abschnitt III.4.2. Die folgenden Codes enthalten die Kalibrierung für Deutschland. Der einzige Unterschied der Quellcodes für das Vereinigte Königreich sind die Werte der angegebenen Parameter bzw. Kalibrierungsziele.

¹⁸⁸Siehe <http://www.dynare.org>, Abrufdatum: 29.03.2014.

2 Modell mit Technologieschock

2.1 Quellcode für $J = 1$ und $\mu = 0$

```

var k h nm nh cm ch xm xh y z theta;
predetermined_variables k, h;
varexo epsilon;
parameters alpha beta rho psi tauk taun deltak deltah my phi eta gammadz gammadh gammadh sigma sd_eps
k_help y_help h_help ch_help;

beta = 0.9938;
rho = 0.95;
tauk = 0.3;
taun = 0.4;
my = 0;
gammadz = 1.0047;
gammadh = 1.0023;
nm_caltar = 0.26;
nh_caltar = 0.32;
g_caltar = 1.0067;
ky_caltar = 2.27;
hy_caltar = 2.78;
xmy_caltar = 0.133;
xhy_caltar = 0.383;

deltak = (1 - g_caltar*gammadz) + xmy_caltar/ky_caltar;
deltah = (1 - g_caltar*gammadh) + xhy_caltar/hy_caltar;
alpha = -(deltak*tauk + 1-deltak - g_caltar*gammadz/beta)/(1-tauk)*ky_caltar;
gammadz = g_caltar*gammadz^(-alpha/(1-alpha))/(1-my)*gammadh^(-my/(1-my));
k_help = ky_caltar^(1/(1-alpha)) * nm_caltar;
y_help = k_help^alpha * nm_caltar^(1-alpha);
h_help = hy_caltar*y_help;
eta = (1-nm_caltar-nh_caltar)/(y_help-xmy_caltar*y_help-xhy_caltar*y_help)*(1-taun)*(1-alpha)*
ky_caltar^(alpha/(1-alpha));
phi = (g_caltar*gammadh/beta - (1-deltah))*h_help/nh_caltar/(1-taun)/(1-alpha)/ky_caltar^
(alpha/(1-alpha)) / (1 + (g_caltar*gammadh/beta - (1-deltah))*h_help/nh_caltar/(1-taun)/
(1-alpha)/ky_caltar^(alpha/(1-alpha)));
ch_help = h_help^phi * nh_caltar^(1-phi);
psi = (1-taun)*(1-alpha)*ky_caltar^(alpha/(1-alpha))/(y_help-xmy_caltar*y_help-xhy_caltar*y_help)*
ch_help/(1-phi) * h_help^(-phi) * nh_caltar^phi;
sigma = 0.007;
sd_eps = sigma / (1-my) / (1-alpha);

model;
# C = gammadz^(1/(1-alpha))*gammadz;
# CC = gammadz^(alpha/(1-alpha))*gammadh*gammadz;
(1-tauk)*alpha*exp(k(+1))^(alpha-1)*exp(nm(+1))^(1-alpha)*z(+1)^(1-alpha)*exp(cm)+deltak*tauk*exp(cm)
+ (1-deltak)*exp(cm) - C/beta*exp(cm(+1)) = 0;
psi*phi*exp(h(+1))^(phi-1)*exp(nh(+1))^(1-phi)*z(+1)^(1-phi)*exp(cm(+1))*exp(cm) - CC/beta*
exp(ch(+1))*exp(cm(+1)) + (1-deltah)*exp(ch(+1))*exp(cm) = 0;
-eta*exp(cm)/(1-exp(nm)-exp(nh)) + (1-taun)*(1-alpha)*exp(k)^alpha*exp(nm)^(-alpha)*z^(1-alpha) = 0;
-eta*exp(ch)/(1-exp(nm)-exp(nh)) + psi*(1-phi) * exp(h)^phi * z^(1-phi) * exp(nh)^(-phi) = 0;

//Nebenbedingungen
exp(y) = exp(k)^alpha*(z*exp(nm))^(1-alpha);
exp(ch) = exp(h)^phi*(z*exp(nh))^(1-phi);
exp(cm) + exp(xm) + exp(xh) = exp(y);
exp(xm) = exp(k(+1))*C - (1-deltak)*exp(k);
exp(xh) = exp(h(+1))*CC - (1-deltah)*exp(h);

//Schocks
theta = rho*theta(-1) + epsilon;
z = exp(theta);
end;

initval;
k = ln(0.6930);

```

```

y = ln(0.3053);
xm = ln(0.04);
nm = ln(0.26);
nh = ln(0.32);
h = ln(0.8579);
xh = ln(0.117);
cm = ln(0.1478);
ch = ln(0.4271);
z = 1;
theta = 0;
end;

resid;
steady(solve_algo=1);
check;
shocks;
var epsilon; stderr sd_eps;
end;
stoch_simul(irf=60, order=1, hp_filter = 1600);

```

2.2 Quellcode für $J = 1$ und $\mu = 0,19$

```

var k h hn hc nm nh nmeff cm ch xm xh y z theta;
predetermined_variables k, h, hn, hc;
varexo epsilon;
parameters alpha beta rho psi tauk taun deltak deltah my phi eta gammaz gammam gammah sigma nm_caltar
nh_caltar g_caltar ky_caltar hy_caltar xmy_caltar xhy_caltar hn_helpk_help y_help hc_help ch_help
sd_eps;

beta = 0.9938;
rho = 0.95;
tauk = 0.3;
taun = 0.4;
my = 0.19;
gammam = 1.0047;
gammah = 1.0023;
nm_caltar = 0.26;
nh_caltar = 0.32;
g_caltar = 1.0067;
ky_caltar = 2.27;
hy_caltar = 2.78;
xmy_caltar = 0.133;
xhy_caltar = 0.383;

deltak = (1 - g_caltar*gammam) + xmy_caltar/ky_caltar;
deltah = (1 - g_caltar*gammah) + xhy_caltar/hy_caltar;
alpha = -(deltak*tauk + 1-deltak - g_caltar*gammam/beta)/(1-tauk)*ky_caltar;
gammaz = g_caltar*gammam^(-alpha/(1-alpha)/(1-my))*gammah^(-my/(1-my));
hn_help = ((g_caltar*gammah/beta - 1 + deltah) / (1-taun)/((1-alpha)*ky_caltar^(alpha/(1-alpha))))/
my^(1/(my-1))* nm_caltar;
k_help = ky_caltar^(1/(1-alpha)) * hn_help^my * nm_caltar^(1-my);
y_help = k_help^alpha * hn_help^((1-alpha)*my) * nm_caltar^((1-alpha)*(1-my));
hc_help = hy_caltar*y_help - hn_help;
phi = my/(1-my) * nm_caltar/nh_caltar * hc_help / hn_help / (1 + my/(1-my)*nm_caltar/nh_caltar *
hc_help/ hn_help);
eta = (1-nm_caltar-nh_caltar)/(y_help-xmy_caltar*y_help-xhy_caltar*y_help)*(1-taun)*(1-alpha)*
ky_caltar^(alpha/(1-alpha))*(1-my)*hn_help^my*nm_caltar^(-my);
ch_help = hc_help^phi * nh_caltar^(1-phi);
psi = ch_help/(y_help-xmy_caltar*y_help-xhy_caltar*y_help)*(1-taun)*(1-alpha)*ky_caltar^
(alpha/(1-alpha)) * (1-my)/(1-phi)*hn_help^my*nm_caltar^(-my)/hc_help^phi / nh_caltar^(1-phi);
sigma = 0.007;

```

```

sd_eps = sigma / (1-my) / (1-alpha);

model;
# C = gammad^((1-(1-alpha)*my)/((1-my)*(1-alpha)))*gammah^(my/(1-my))*gammaz;
# CC = gammad^(alpha/((1-my)*(1-alpha)))*gammah^(1/(1-my))*gammaz;
(1-tauk)*alpha*exp(k(+1))^(alpha-1)*exp(nmeff(+1))^(1-alpha)*exp(cm) + deltak*tau*exp(cm) +
(1-deltak)*exp(cm) - C/beta*exp(cm(+1)) = 0;
(1-deltah)/exp(cm(+1)) - CC/beta/exp(cm) + 1/exp(cm(+1))*(1-taun)*(1-alpha)*exp(y(+1))/
exp(nmeff(+1))*my*exp(hn(+1))^(my-1)*exp(nm(+1))^(1-my)*z(+1)^(1-my) = 0;
psi*phi*exp(hc(+1))^(phi-1)*exp(nh(+1))^(1-phi)*z(+1)^(1-phi)*exp(cm(+1)) - exp(ch(+1))*(1-taun)*
(1-alpha)*exp(k(+1))^(alpha)*exp(nmeff(+1))^(1-alpha)*my*exp(hn(+1))^(my-1)*exp(nm(+1))^(1-my)*
z(+1)^(1-my) = 0;
-eta*exp(cm)/(1-exp(nm)-exp(nh)) + (1-taun)*(1-alpha)*exp(k)^alpha*exp(nmeff)^(1-alpha)*(1-my)*
exp(hn)^my*z^(1-my)*exp(nm)^(-my) = 0;
-eta*exp(ch)/(1-exp(nm)-exp(nh)) + psi*(1-phi)*exp(hc)^phi*z^(1-phi)*exp(nh)^(-phi) = 0;

//Nebenbedingungen
exp(nmeff) = exp(hn)^my*(z*exp(nm))^(1-my);
exp(y) = exp(k)^alpha*exp(nmeff)^(1-alpha);
exp(ch) = exp(hc)^phi*(z*exp(nh))^(1-phi);
exp(cm) + exp(xm) + exp(xh) = exp(y);
exp(xm) = exp(k(+1))*C - (1-deltak)*exp(k);
exp(xh) = exp(h(+1))*CC - (1-deltah)*exp(h);
exp(hc(+1)) + exp(hn(+1)) = exp(h(+1));

//Schock
theta = rho*theta(-1) + epsilon;
z = exp(theta);
end;

initval;
k = ln(0.65438966);
y = ln(0.28827738);
hn = ln(0.19167607);
xm = ln(0.03834089);
nm = ln(0.26);
nh = ln(0.32);
h = ln(0.80141113);
nmeff = ln(0.24528482);
xh = ln(0.11041024);
cm = ln(0.13952625);
hc = ln(0.60973506);
ch = ln(0.40860083);
z = 1;
theta = 0;
end;

resid;
steady(solve_algo=1);
check;
shocks;
var epsilon; stderr sd_eps;
end;
stoch_simul(irf=60, order=1, hp_filter = 1600);

```

2.3 Quellcode für $J = 4$ und $\mu = 0$

```

var k h nm nh cm ch xm xh y z theta s4;
predetermined_variables k, h;
varexo epsilon;
parameters alpha beta rho psi tauk taun deltak deltah my phi eta gammaz gammad gammah sigma sd_eps

```

```

k_help y_help h_help ch_help;

beta = 0.9938;
rho = 0.95;
tauk = 0.3;
taun = 0.4;
my = 0;
gammam = 1.0047;
gammah = 1.0023;
nm_caltar = 0.26;
nh_caltar = 0.32;
g_caltar = 1.0067;
ky_caltar = 2.27;
hy_caltar = 2.78;
xmy_caltar = 0.133;
xhy_caltar = 0.383;

deltak = (1 - g_caltar*gammam) + 1/(.25+.25*g_caltar*gammam+.25*(g_caltar*gammam)^2+.25*
(g_caltar*gammam)^3)*xmy_caltar/ky_caltar;
deltah = (1 - g_caltar*gammah) + xhy_caltar/hy_caltar;
alpha = -(deltak*tauk + 0.25*(1-deltak-deltak*g_caltar*gammam/beta-deltak*(g_caltar*gammam/beta)^2-
deltak*(g_caltar*gammam/beta)^3-(g_caltar*gammam/beta)^4))/(1-tauk)*ky_caltar;
gammaz = g_caltar*gammam^(-alpha/(1-alpha)/(1-my))*gammah^(-my/(1-my));
k_help = ky_caltar^(1/(1-alpha)) * nm_caltar;
y_help = k_help^alpha * nm_caltar^(1-alpha);
h_help = hy_caltar*y_help;
phi = (g_caltar*gammah/beta-(1-deltah))*h_help/nh_caltar/(1-taun)/(1-alpha)/ky_caltar^(alpha/(1-
alpha))/(1 + (g_caltar*gammah/beta -(1-deltah))*h_help/nh_caltar/(1-taun)/(1-alpha)/ky_caltar^
(alpha/(1-alpha)));
ch_help = h_help^phi * nh_caltar^(1-phi);
eta = (1-nm_caltar-nh_caltar)/(y_help-xmy_caltar*y_help-xhy_caltar*y_help)*(1-taun)*(1-alpha)*
ky_caltar^(alpha/(1-alpha));
psi = (1-taun)*(1-alpha)*ky_caltar^(alpha/(1-alpha))/(y_help-xmy_caltar*y_help-xhy_caltar*y_help)*
ch_help/(1-phi) * h_help^(-phi) * nh_caltar^phi;
sigma = 0.007;
sd_eps = sigma / (1-my) / (1-alpha);

model;
# C = gammam^(1/(1-alpha))*gammaz;
# CC = gammam^(alpha/(1-alpha))*gammah*gammaz;
(1-tauk)*alpha*exp(k(+4))^(alpha-1)*exp(nm(+4))^(1-alpha)*z(+4)^(1-alpha) + deltak*tauk + exp(cm(+4))
*0.25*((1-deltak)/exp(cm(+4)) - deltak*C/beta /exp(cm(+3))-deltak*C^2/beta^2 /exp(cm(+2)) - deltak*
C^3/beta^3 /exp(cm(+1)) - C^4/beta^4 /exp(cm) ) = 0;
psi*phi*exp(h(+1))^(phi-1)*exp(nh(+1))^(1-phi)*z(+1)^(1-phi)*exp(cm(+1))*exp(cm) - CC/beta*
exp(ch(+1))* exp(cm(+1)) + (1-deltah)*exp(ch(+1))*exp(cm) = 0;
-eta*exp(cm)/(1-exp(nm)-exp(nh)) + (1-taun)*(1-alpha)*exp(k)^alpha*exp(nm)^(-alpha)*z^(1-alpha) = 0;
-eta*exp(ch)/(1-exp(nm)-exp(nh)) + psi *(1-phi) * exp(h)^phi * z^(1-phi) * exp(nh)^(-phi) = 0;

//Nebenbedingungen
exp(y) = exp(k)^alpha*(z*exp(nm))^(1-alpha);
exp(ch) = exp(h)^phi*(z*exp(nh))^(1-phi);
exp(cm) + exp(xm) + exp(xh) = exp(y);
exp(xm) = 0.25*(exp(s4(-3))/C^3 + exp(s4(-2))/C^2 + exp(s4(-1))/C + exp(s4));
exp(k(+1)) = (1-deltak)*exp(k)/C + exp(s4(-3))/C^4 ;
exp(xh) = exp(h(+1))*CC - (1-deltah)*exp(h);

//Schock
theta = rho*theta(-1) + epsilon;
z = exp(theta);
end;

initval;
k = ln(0.6930);
y = ln(0.3053);
xm = ln(0.04);
nm = ln(0.26);
nh = ln(0.32);
h = ln(0.8579);
xh = ln(0.117);

```

```

cm = ln(0.1478);
ch = ln(0.4271);
s4 = ln(0.04);
z = 1;
theta = 0;
end;

resid;
steady(solve_algo=1);
check;
shocks;
var epsilon; stderr sd_eps;
end;
stoch_simul(irf=60, order=1, hp_filter = 1600);

```

2.4 Quellcode für $J = 4$ und $\mu = 0,19$

```

var k h hn hc nm nh nmeff cm ch xm xh y z theta s4;
predetermined_variables k, h, hn, hc;
varexo epsilon;
parameters alpha beta rho psi tauk taun deltak deltah my phi eta gammaz gammam gammah sigma nm_caltar
nh_caltar g_caltar ky_caltar hy_caltar xmy_caltar xhy_caltar hn_help k_help y_help hc_help ch_help
sd_eps;

beta = 0.9938;
rho = 0.95;
tauk = 0.3;
taun = 0.4;
my = 0.19;
gammam = 1.0047;
gammah = 1.0023;
nm_caltar = 0.26;
nh_caltar = 0.32;
g_caltar = 1.0067;
ky_caltar = 2.27;
hy_caltar = 2.78;
xmy_caltar = 0.133;
xhy_caltar = 0.383;

deltak = (1 - g_caltar*gammam) + 1/((.25+.25*g_caltar*gammam+.25*(g_caltar*gammam)^2+.25*
(g_caltar*gammam)^3)*xmy_caltar/ky_caltar;
deltah = (1 - g_caltar*gammah) + xhy_caltar/hy_caltar;
alpha = -(deltak*tauk + 0.25*(1-deltak - deltak*g_caltar*gammam/beta - deltak*g_caltar^2*gammam^2/
beta^2 - deltak*g_caltar^3*gammam^3/beta^3 - g_caltar^4*gammam^4/beta^4))/(1-tauk)*ky_caltar;
gammaz = g_caltar*gammam^(-alpha/(1-alpha)/(1-my))*gammah^(-my/(1-my));
hn_help = ((g_caltar*gammah/beta -1+ deltah) / (1-taun))/((1-alpha)*ky_caltar^(alpha/(1-alpha)))/my)^(
(1/(my-1))* nm_caltar;
k_help = ky_caltar^(1/(1-alpha)) * hn_help^my * nm_caltar^(1-my);
y_help = k_help^alpha * hn_help^((1-alpha)*my) * nm_caltar^((1-alpha)*(1-my));
hc_help = hy_caltar*y_help - hn_help;
phi = my/(1-my) *nm_caltar/nh_caltar * hc_help / hn_help / (1 + my/(1-my)*nm_caltar/nh_caltar*
hc_help/ hn_help);
eta = (1-nm_caltar-nh_caltar)/(y_help-xmy_caltar*y_help-xhy_caltar*y_help)*(1-taun)*(1-alpha)*
ky_caltar^(alpha/(1-alpha))*(1-my)*hn_help^my*nm_caltar^(-my);
ch_help = hc_help^phi * nh_caltar^(1-phi);
psi = ch_help/(y_help-xmy_caltar*y_help-xhy_caltar*y_help)*(1-taun)*(1-alpha)*ky_caltar^
(alpha/(1-alpha))*(1-my)/(1-phi)*hn_help^my*nm_caltar^(-my)/hc_help^phi / nh_caltar^(-phi);
sigma = 0.007;
sd_eps = sigma / (1-my) / (1-alpha);

model;
# C = gammam^(1/(1-alpha))*gammaz;

```

```

# CC = gammam^(alpha/(1-alpha))*gammah*gammaz;
(1-tauk)*alpha*exp(k(+4))^(alpha-1)*exp(nmeff(+4))^(1-alpha) + deltak*tau + exp(cm(+4))*0.25*
((1-deltak)/exp(cm(+4)) - deltak * C/beta /exp(cm(+3)) - deltak * C^2/beta^2 /exp(cm(+2)) - deltak*
C^3/beta^3 /exp(cm(+1)) - C^4/beta^4 /exp(cm)) = 0;
(1-deltah)/exp(cm(+1)) - CC/beta/exp(cm) + 1/exp(cm(+1))*(1-taun)*(1-alpha)*exp(y(+1))/
exp(nmeff(+1))*my* exp(hn(+1))^(my-1)*exp(nm(+1))^(1-my)*z(+1)^(1-my) = 0;
psi*phi*exp(hc(+1))^(phi-1)*exp(nh(+1))^(1-phi)*z(+1)^(1-phi)*exp(cm(+1)) - exp(ch(+1))*(1-taun)*
(1-alpha)*exp(k(+1))^(alpha)*exp(nmeff(+1))^(1-alpha)*my*exp(hn(+1))^(my-1)*exp(nm(+1))^(1-my)*
z(+1)^(1-my) = 0;
-eta*exp(cm)/(1-exp(nm)-exp(nh)) + (1-taun)*(1-alpha)*exp(k)^alpha*exp(nmeff)^(1-alpha)*(1-my)*
exp(hn)^my* z^(1-my)*exp(nm)^(1-my) = 0;
-eta*exp(ch)/(1-exp(nm)-exp(nh)) + psi *(1-phi) * exp(hc)^phi * z^(1-phi) * exp(nh)^(-phi) = 0;

//Nebenbedingungen
exp(nmeff) = exp(hn)^my*(z*exp(nm))^(1-my);
exp(y) = exp(k)^alpha*exp(nmeff)^(1-alpha);
exp(ch) = exp(hc)^phi*(z*exp(nh))^(1-phi);
exp(cm) + exp(xm) + exp(xh) = exp(y);
exp(xm) = 0.25*(exp(s4(-3))/C^3 + exp(s4(-2))/C^2 + exp(s4(-1))/C + exp(s4));
exp(k(+1)) = (1-deltak)*exp(k)/C + exp(s4(-3))/C^4 ;
exp(xh) = exp(h(+1))*CC - (1-deltah)*exp(h);
exp(hc(+1)) + exp(hn(+1)) = exp(h(+1));

//Schock
theta = rho*theta(-1) + epsilon;
z = exp(theta);
end;

initval;
k = ln(0.6554);
y = ln(0.2887);
xm = ln(0.038);
nm = ln(0.26);
nmeff = ln(1.2807);
nh = ln(0.32);
hc = ln(0.6172);
hn = ln(0.1942);
h = ln(0.811);
xh = ln(0.111);
cm = ln(0.362);
ch = ln(0.3594);
s4 = ln(0.038);
z = 1;
theta = 0;
end;

resid;
steady(solve_algo=1);
check;
shocks;
var epsilon; stderr sd_eps;
end;
stoch_simul(irf=60, order=1, hp_filter = 1600);

```

3 Bayessche Schätzung der Parameter

3.1 Quellcode für $J = 1$ und $\mu = 0$

```

var k h nm nh cm ch xm xh y z theta y_obs;
predetermined_variables k, h;
varexo epsilon;

```

```

parameters alpha beta rho psi tauk taun deltak deltah my phi eta gammaz gammam gammah sigma sd_eps
k_help y_help h_help ch_help;

beta = 0.9938;
rho = 0.95;
tauk = 0.3;
taun = 0.4;
my = 0;
gammam = 1.0047;
gammah = 1.0023;
nm_caltar = 0.26;
nh_caltar = 0.32;
g_caltar = 1.0067;
ky_caltar = 2.27;
hy_caltar = 2.78;
xmy_caltar = 0.133;
xhy_caltar = 0.383;

deltak = (1 - g_caltar*gammam) + xmy_caltar/ky_caltar;
deltah = (1 - g_caltar*gammah) + xhy_caltar/hy_caltar;
alpha = -(deltak*tauk + 1-deltak - g_caltar*gammam/beta)/(1-tauk)*ky_caltar;
gammaz = g_caltar*gammam^(-alpha/(1-alpha)/(1-my))*gammah^(-my/(1-my));
k_help = ky_caltar^(1/(1-alpha)) * nm_caltar;
y_help = k_help^alpha * nm_caltar^(1-alpha);
h_help = hy_caltar*y_help;
eta = (1-nm_caltar-nh_caltar)/(y_help-xmy_caltar*y_help-xhy_caltar*y_help)*(1-taun)*(1-alpha)*
ky_caltar^(alpha/(1-alpha));
phi = (g_caltar*gammah/beta - (1-deltah))*h_help/nh_caltar/(1-taun)/(1-alpha)/ky_caltar^
(alpha/(1-alpha)) / (1 + (g_caltar*gammah/beta - (1-deltah))*h_help/nh_caltar/(1-taun)/(1-alpha)/
ky_caltar^(alpha/(1-alpha)));
ch_help = h_help^phi * nh_caltar^(1-phi);
psi = (1-taun)*(1-alpha)*ky_caltar^(alpha/(1-alpha))/(y_help-xmy_caltar*y_help-xhy_caltar*y_help)*
ch_help/(1-phi) * h_help^(-phi) * nh_caltar^phi;
sigma = 0.007;
sd_eps = sigma / (1-my) / (1-alpha);

model;
# C = gammam^(1/(1-alpha))*gammaz;
# CC = gammam^(alpha/(1-alpha))*gammah*gammaz;
(1-tauk)*alpha*exp(k(+1))^(alpha-1)*exp(nm(+1))^(1-alpha)*z(+1)^(1-alpha)*exp(cm) + deltak*
tauk*exp(cm) + (1-deltak)*exp(cm) - C/beta*exp(cm(+1)) = 0;
psi*phi*exp(h(+1))^(phi-1)*exp(nh(+1))^(1-phi)*z(+1)^(1-phi)*exp(cm(+1))*exp(cm) - CC/beta*
exp(ch(+1))* exp(cm(+1)) + (1-deltah)*exp(ch(+1))*exp(cm) = 0;
-eta*exp(cm)/(1-exp(nm)-exp(nh)) + (1-taun)*(1-alpha)*exp(k)^alpha*exp(nm)^(-alpha)*z^(1-alpha) = 0;
-eta*exp(ch)/(1-exp(nm)-exp(nh)) + psi *(1-phi) * exp(h)^phi * z^(1-phi) * exp(nh)^(-phi) = 0;

//Nebenbedingungen
exp(y) = exp(k)^alpha*(z*exp(nm))^(1-alpha);
exp(ch) = exp(h)^phi*(z*exp(nh))^(1-phi);
exp(cm) + exp(xm) + exp(xh) = exp(y);
exp(xm) = exp(k(+1))*C - (1-deltak)*exp(k);
exp(xh) = exp(h(+1))*CC - (1-deltah)*exp(h);

//Shocks
theta = rho*theta(-1) + epsilon;
z = exp(theta);

//Observations
y_obs = ln(gammam^(alpha/(1-alpha))*gammaz) + y(+1) - y;
end;

initval;
k = ln(0.6930);
y = ln(0.3053);
xm = ln(0.04);
nm = ln(0.26);
nh = ln(0.32);
h = ln(0.8579);
xh = ln(0.117);

```

```

cm = ln(0.1478);
ch = ln(0.4271);
z = 1;
theta = 0;
end;

resid;
steady(solve_algo=1);
check;
shocks;
var epsilon; stderr 1;
end;

estimated_params;
beta, beta_pdf, 0.9945, 0.002, 0.98, 0.9999;
alpha, beta_pdf, 0.28, 0.04, 0.2, 0.37;
rho, beta_pdf, 0.85, 0.08, 0.7, 0.9999;
tauk, beta_pdf, 0.3, 0.12, 0.05, 0.55;
taun, beta_pdf, 0.4, 0.12, 0.15, 0.65;
deltak, beta_pdf, 0.0508, 0.003, 0.01, 0.15;
deltah, beta_pdf, 0.1309, 0.01, 0.01, 0.25;
gammam, beta_pdf, 1.0047, 0.0025, 1, 1.01;
gammah, beta_pdf, 1.0023, 0.001, 1, 1.0046;
gammaz, uniform_pdf, 1.021, 0.1, 1, 1.06;
phi, uniform_pdf, 0.28, 0.1, 0.05, 0.5;
eta, uniform_pdf, 1.6803, 0.3, 1.4, 2.0;
psi, uniform_pdf, 2.1079, 0.6, 1.5, 3;
sigma, inv_gamma_pdf, 0.007, .01, 0, 0.15;
end;

varobs y_obs;

estimation(mode_compute=6, datafile=simuldata_my0_J1, order=1, xls_range=b1:b71, mh_jscale=0.45,
mh_replic=70000, mh_nblocks=8, mode_check);

```

3.2 Quellcode für $J = 1$ und $\mu = 0,19$

```

var k h hn hc nm nh nmeff cm ch xm xh y z theta y_obs;
predetermined_variables k, h, hn, hc;
varexo epsilon;
parameters alpha beta rho psi tauk taun deltak deltah my phi eta gammaz gammam gammah sigma
nm_caltar nh_caltar g_caltar ky_caltar hy_caltar xmy_caltar xhy_caltar hn_help k_help y_help
hc_help ch_help sd_eps;

beta = 0.9938;
rho = 0.95;
tauk = 0.3;
taun = 0.4;
my = 0.19;
gammam = 1.0047;
gammah = 1.0023;
nm_caltar = 0.26;
nh_caltar = 0.32;
g_caltar = 1.0067;
ky_caltar = 2.27;
hy_caltar = 2.78;
xmy_caltar = 0.133;
xhy_caltar = 0.383;

deltak = (1 - g_caltar*gammam) + xmy_caltar/ky_caltar;
deltah = (1 - g_caltar*gammah) + xhy_caltar/hy_caltar;
alpha = -(deltak*tauk + 1-deltak - g_caltar*gammam/beta)/((1-tauk)*ky_caltar);
gammaz = g_caltar*gammam^(-alpha/(1-alpha)/(1-my))*gammah^(-my/(1-my));
hn_help = ((g_caltar*gammah/beta - 1 + deltah) / (1-taun)/((1-alpha)*ky_caltar^(alpha/(1-alpha))))/
my^(1/(my-1))* nm_caltar;

```

```

k_help = ky_caltar^(1/(1-alpha)) * hn_help^my * nm_caltar^(1-my);
y_help = k_help^alpha * hn_help^((1-alpha)*my) * nm_caltar^((1-alpha)*(1-my));
hc_help = hy_caltar*y_help - hn_help;
phi = my/(1-my) * nm_caltar/nh_caltar * hc_help / hn_help / (1 + my/(1-my)*nm_caltar/nh_caltar *
hc_help/ hn_help);
eta = (1-nm_caltar-nh_caltar)/(y_help-xmy_caltar*y_help-xhy_caltar*y_help)*(1-taun)*(1-alpha)*
ky_caltar^(alpha/(1-alpha))*(1-my)*hn_help^my*nm_caltar^(-my);
ch_help = hc_help^phi * nh_caltar^(1-phi);
psi = ch_help/(y_help-xmy_caltar*y_help-xhy_caltar*y_help)*(1-taun)*(1-alpha)*ky_caltar^
(alpha/(1-alpha))* (1-my)/(1-phi)*hn_help^my*nm_caltar^(-my)/hc_help^phi / nh_caltar^(-phi);
sigma = 0.007;
sd_eps = sigma / (1-my) / (1-alpha);

model;
# C = gammam^((1-(1-alpha)*my)/((1-my)*(1-alpha)))*gammah^(my/(1-my))*gammaz;
# CC = gammam^(alpha/((1-my)*(1-alpha)))*gammah^(1/(1-my))*gammaz;
(1-tauk)*alpha*exp(k(+1))^(alpha-1)*exp(nmeff(+1))^(1-alpha)*exp(cm) + deltak*tau*exp(cm) +
(1-deltak)*exp(cm) - C/beta*exp(cm(+1)) = 0;
(1-deltah)/exp(cm(+1)) - CC/beta/exp(cm) + 1/exp(cm(+1))*(1-taun)*(1-alpha)*exp(y(+1))/
exp(nmeff(+1))*my* exp(hn(+1))^(my-1)*exp(nm(+1))^(1-my)*z(+1)^(1-my) = 0;
psi*phi*exp(hc(+1))^(phi-1)*exp(nh(+1))^(1-phi)*z(+1)^(1-phi)*exp(cm(+1)) - exp(ch(+1))*(1-taun)*
(1-alpha)*exp(k(+1))^(alpha)*exp(nmeff(+1))^(1-alpha)*my*exp(hn(+1))^(my-1)*exp(nm(+1))^(1-my)*
z(+1)^(1-my) = 0;
-eta*exp(cm)/(1-exp(nm)-exp(nh)) + (1-taun)*(1-alpha)*exp(k)^alpha*exp(nmeff)^(1-alpha)*(1-my)*
exp(hn)^my*z^(1-my)*exp(nm)^(-my) = 0;
-eta*exp(ch)/(1-exp(nm)-exp(nh)) + psi *(1-phi) * exp(hc)^phi * z^(1-phi) * exp(nh)^(-phi) = 0;

//Nebenbedingungen
exp(nmeff) = exp(hn)^my*(z*exp(nm))^(1-my);
exp(y) = exp(k)^alpha*exp(nmeff)^(1-alpha);
exp(ch) = exp(hc)^phi*(z*exp(nh))^(1-phi);
exp(cm) + exp(xm) + exp(xh) = exp(y);
exp(xm) = exp(k(+1))*C - (1-deltak)*exp(k);
exp(xh) = exp(h(+1))*CC - (1-deltah)*exp(h);
exp(hc(+1)) + exp(hn(+1)) = exp(h(+1));

//Schock
theta = rho*theta(-1) + epsilon;
z = exp(theta);

//Observations
y_obs = ln(gammam^(alpha/(1-alpha))*gammaz) + y(+1) - y;
end;

initval;
k = ln(0.65438966);
y = ln(0.28827738);
hn = ln(0.19167607);
xm = ln(0.03834089);
nm = ln(0.26);
nh = ln(0.32);
h = ln(0.80141113);
nmeff = ln(0.24528482);
xh = ln(0.11041024);
cm = ln(0.13952625);
hc = ln(0.60973506);
ch = ln(0.40860083);
z = 1;
theta = 0;
end;

resid;
steady(solve_algo=1);
check;
shocks;
var epsilon; stderr 1;
end;

```

```

estimated_params;
beta, beta_pdf, 0.9945, 0.002, 0.98, 0.9999;
alpha, beta_pdf, 0.28, 0.04, 0.2, 0.37;
rho, beta_pdf, 0.85, 0.08, 0.7, 0.9999;
tauk, beta_pdf, 0.3, 0.12, 0.05, 0.55;
taun, beta_pdf, 0.4, 0.12, 0.15, 0.65;
deltak, beta_pdf, 0.0508, 0.003, 0.01, 0.15;
deltah, beta_pdf, 0.1309, 0.01, 0.01, 0.25;
gammam, beta_pdf, 1.0047, 0.0025, 1, 1.01;
gammah, beta_pdf, 1.0023, 0.001, 1, 1.0046;
gammaz, uniform_pdf, 1.021, 0.1, 1, 1.06;
phi, uniform_pdf, 0.28, 0.1, 0.05, 0.5;
eta, uniform_pdf, 1.6803, 0.3, 1.4, 2.0;
psi, uniform_pdf, 2.1079, 0.6, 1.5, 3;
sigma, inv_gamma_pdf, 0.007, .01, 0, 0.15;
my, inv_gamma_pdf, 0.19, 0.185, 0, 0.38;
end;

varobs y_obs;

estimation(mode_compute=6, datafile=simuldata_my0_J1, order=1, xls_range=b1:b71, mh_jscale=0.4,
mh_replic=50000, mh_nblocks=5, mode_check);

```

3.3 Quellcode für $J = 4$ und $\mu = 0$

```

var k h nm nh cm ch xm xh y z theta s4 y_obs;
predetermined_variables k, h;
varexo epsilon;
parameters alpha beta rho psi tauk taun deltak deltah my phi eta gammaz gammam gammah sigma sd_eps
k_help y_help h_help ch_help;

beta = 0.9938;
rho = 0.95;
tauk = 0.3;
taun = 0.4;
my = 0;
gammam = 1.0047;
gammah = 1.0023;
nm_caltar = 0.26;
nh_caltar = 0.32;
g_caltar = 1.0067;
ky_caltar = 2.27;
hy_caltar = 2.78;
xmy_caltar = 0.133;
xhy_caltar = 0.383;

deltak = (1 - g_caltar*gammam) + 1/((.25+.25*g_caltar*gammam+.25*(g_caltar*gammam)^2+.25*(g_caltar*
gammam)^3)* xmy_caltar/ky_caltar;
deltah = (1 - g_caltar*gammah) + xhy_caltar/hy_caltar;
alpha = -(deltak*tauk +
0.25*(1-deltak-deltak*g_caltar*gammam/beta-deltak*(g_caltar*
gammam/beta)^2- deltak*(g_caltar*gammam/beta)^3-(g_caltar*gammam/beta)^4)/(1-tauk)*ky_caltar;
gammaz = g_caltar*gammam^(-alpha/(1-alpha)/(1-my))*gammah^(-my/(1-my));
k_help = ky_caltar^(1/(1-alpha)) * nm_caltar;
y_help = k_help^alpha * nm_caltar^(1-alpha);
h_help = hy_caltar*y_help;
phi = (g_caltar*gammah/beta - (1-deltah))*h_help/nh_caltar/(1-taun)/(1-alpha)/ky_caltar^
(alpha/(1-alpha)) / (1 + (g_caltar*gammah/beta - (1-deltah))*h_help/nh_caltar/(1-taun)/(1-alpha)/
ky_caltar^(alpha/(1-alpha)));
ch_help = h_help^phi * nh_caltar^(1-phi);
eta = (1-nm_caltar-nh_caltar)/(y_help-xmy_caltar*y_help-xhy_caltar*y_help)*(1-taun)*(1-alpha)*
ky_caltar^(alpha/(1-alpha));
psi = (1-taun)*(1-alpha)*ky_caltar^(alpha/(1-alpha))/(y_help-xmy_caltar*y_help-xhy_caltar*y_help)*
ch_help/(1-phi) * h_help^(-phi) * nh_caltar^phi;
sigma = 0.007;

```

```

sd_eps = sigma / (1-my) / (1-alpha);

model;
# C = gammam^(1/(1-alpha))*gammaz;
# CC = gammam^(alpha/(1-alpha))*gammah*gammaz;
(1-tauk)*alpha*exp(k(+4))^(alpha-1)*exp(nm(+4))^(1-alpha)*z(+4)^(1-alpha) + deltak*tauK +
exp(cm(+4))*0.25*((1-deltak)/exp(cm(+4)) - deltak * C/beta /exp(cm(+3)) - deltak * C^2/beta^2 /
exp(cm(+2)) - deltak * C^3/beta^3 /exp(cm(+1)) - C^4/beta^4 /exp(cm) ) = 0;
psi*phi*exp(h(+1))^(phi-1)*exp(nh(+1))^(1-phi)*z(+1)^(1-phi)*exp(cm(+1))*exp(cm) - CC/beta*
exp(ch(+1))* exp(cm(+1)) + (1-deltah)*exp(ch(+1))*exp(cm) = 0;
-eta*exp(cm)/(1-exp(nm)-exp(nh)) + (1-taun)*(1-alpha)*exp(k)^alpha*exp(nm)^(-alpha)*z^(1-alpha) = 0;
-eta*exp(ch)/(1-exp(nm)-exp(nh)) + psi *(1-phi) * exp(h)^phi * z^(1-phi) * exp(nh)^(-phi) = 0;

//Nebenbedingungen
exp(y) = exp(k)^alpha*(z*exp(nm))^(1-alpha);
exp(ch) = exp(h)^phi*(z*exp(nh))^(1-phi);
exp(cm) + exp(xm) + exp(xh) = exp(y);
exp(xm) = 0.25*(exp(s4(-3))/C^3 + exp(s4(-2))/C^2 + exp(s4(-1))/C + exp(s4));
exp(k(+1)) = (1-deltak)*exp(k)/C + exp(s4(-3))/C^4 ;
exp(xh) = exp(h(+1))*CC - (1-deltah)*exp(h);

//Shocks
theta = rho*theta(-1) + epsilon;
z = exp(theta);

//Observations
y_obs = ln(gammam^(alpha/(1-alpha))*gammaz) + y(+1) - y;
end;

initval;
k = ln(0.6930);
y = ln(0.3053);
xm = ln(0.04);
nm = ln(0.26);
nh = ln(0.32);
h = ln(0.8579);
xh = ln(0.117);
cm = ln(0.1478);
ch = ln(0.4271);
s4 = ln(0.04);
z = 1;
theta = 0;
end;

resid;
steady(solve_algo=1);
check;
shocks;
var epsilon; stderr 1;
end;

estimated_params;
beta, beta_pdf, 0.9945, 0.002, 0.98, 0.9999;
alpha, beta_pdf, 0.28, 0.04, 0.2, 0.37;
rho, beta_pdf, 0.85, 0.08, 0.7, 0.9999;
tauK, beta_pdf, 0.3, 0.12, 0.05, 0.55;
taun, beta_pdf, 0.4, 0.12, 0.15, 0.65;
deltak, beta_pdf, 0.0508, 0.003, 0.01, 0.15;
deltah, beta_pdf, 0.1309, 0.01, 0.01, 0.25;
gammam, beta_pdf, 1.0047, 0.0025, 1, 1.01;
gammah, beta_pdf, 1.0023, 0.001, 1, 1.0046;
gammaz, uniform_pdf, 1.021, 0.1, 1, 1.06;
phi, uniform_pdf, 0.28, 0.1, 0.05, 0.5;
eta, uniform_pdf, 1.6803, 0.3, 1.4, 2.0;
psi, uniform_pdf, 2.1079, 0.6, 1.5, 3;
sigma, inv_gamma_pdf, 0.007, .01, 0, 0.15;
my, uniform_pdf, 0.19, 0.1, 0.01, 0.37;
end;

```

```

varobs y_obs;
estimation(mode_compute=6, datafile=simuldata_my0_J1, order=1, xls_range=b1:b71, mh_jscale=0.4,
mh_replic=70000, mh_nblocks=8, mode_check);

```

3.4 Quellcode für $J = 4$ und $\mu = 0,19$

```

var k h hn hc nm nh nmeff cm ch xm xh y z theta s4 y_obs;
predetermined_variables k, h, hn, hc;
varexo epsilon;
parameters alpha beta rho psi tauk taun deltak deltah my phi eta gammaz gammam gammah sigma
nm_caltar nh_caltar g_caltar ky_caltar hy_caltar xmy_caltar xhy_caltar hn_help k_help y_help
hc_help ch_help sd_eps;

beta = 0.9938;
rho = 0.95;
tauk = 0.3;
taun = 0.4;
my = 0.19;
gammam = 1.0047;
gammah = 1.0023;
nm_caltar = 0.26;
nh_caltar = 0.32;
g_caltar = 1.0067;
ky_caltar = 2.27;
hy_caltar = 2.78;
xmy_caltar = 0.133;
xhy_caltar = 0.383;

deltak = (1 - g_caltar*gammam) + 1/((.25+.25*g_caltar*gammam+.25*(g_caltar*gammam)^2+.25*
(g_caltar*gammam)^3)* xmy_caltar/ky_caltar;
deltah = (1 - g_caltar*gammah) + xhy_caltar/hy_caltar;
alpha = -(deltak*tauk + 0.25*(1-deltak - deltak*g_caltar*gammam/beta - deltak*g_caltar^2*gammam^2/
beta^2 - deltak*g_caltar^3*gammam^3/beta^3 - g_caltar^4*gammam^4/beta^4))/(1-tauk)*ky_caltar;
gammaz = g_caltar*gammam^(-alpha/(1-alpha)/(1-my))*gammah^(-my/(1-my));
hn_help = (( g_caltar*gammah/beta - 1 + deltah) / (1-taun)/((1-alpha)*ky_caltar^(alpha/(1-alpha)))/
my)^(1/(my-1))* nm_caltar;
k_help = ky_caltar^(1/(1-alpha)) * hn_help^my * nm_caltar^(1-my);
y_help = k_help^alpha * hn_help^((1-alpha)*my) * nm_caltar^((1-alpha)*(1-my));
hc_help = hy_caltar*y_help - hn_help;
phi = my/(1-my) * nm_caltar/nh_caltar * hc_help / hn_help / (1 + my/(1-my)*nm_caltar/nh_caltar *
hc_help/ hn_help);
eta = (1-nm_caltar-nh_caltar)/(y_help-xmy_caltar*y_help-xhy_caltar*y_help)*(1-taun)*(1-alpha)*
ky_caltar^(alpha/(1-alpha))*(1-my)*hn_help^my*nm_caltar^(-my);
ch_help = hc_help^phi * nh_caltar^(1-phi);
psi = ch_help/(y_help-xmy_caltar*y_help-xhy_caltar*y_help)*(1-taun)*(1-alpha)*ky_caltar^
(alpha/(1-alpha)) * (1-my)/(1-phi)*hn_help^my*nm_caltar^(-my)/hc_help^phi / nh_caltar^(1-phi);
sigma = 0.007;
sd_eps = sigma / (1-my) / (1-alpha);

model;
# C = gammam^(1/(1-alpha))*gammaz;
# CC = gammam^(alpha/(1-alpha))*gammah*gammaz;
(1-tauk)*alpha*exp(k(+4))^(alpha-1)*exp(nmeff(+4))^(1-alpha) + deltak*tauk + exp(cm(+4))*0.25*
((1-deltak)/ exp(cm(+4)) - deltak * C/beta /exp(cm(+3)) - deltak * C^2/beta^2 /exp(cm(+2)) - deltak*
C^3/beta^3 /exp(cm(+1)) - C^4/beta^4 /exp(cm)) = 0;
(1-deltah)/exp(cm(+1)) - CC/beta/exp(cm) + 1/exp(cm(+1))*(1-taun)*(1-alpha)*exp(y(+1))/
exp(nmeff(+1))*my* exp(hn(+1))^(my-1)*exp(nm(+1))^(1-my)*z(+1)^(1-my) = 0;
psi*phi*exp(hc(+1))^(phi-1)*exp(nh(+1))^(1-phi)*z(+1)^(1-phi)*exp(cm(+1)) - exp(ch(+1))*(1-taun)*
(1-alpha)* exp(k(+1))^alpha*exp(nmeff(+1))^(1-alpha)*my*exp(hn(+1))^(my-1)*exp(nm(+1))^(1-my)*z(+1)^(
1-my) = 0;
-eta*exp(cm)/(1-exp(nm)-exp(nh)) + (1-taun)*(1-alpha)*exp(k)^alpha*exp(nmeff)^(-alpha)*(1-my)*
exp(hn)^my* z^(1-my)*exp(nm)^(-my) = 0;
-eta*exp(ch)/(1-exp(nm)-exp(nh)) + psi *(1-phi) * exp(hc)^phi * z^(1-phi) * exp(nh)^(-phi) = 0;

```

```

//Nebenbedingungen
exp(nmeff) = exp(hn)^my*(z*exp(nm))^(1-my);
exp(y) = exp(k)^alpha*exp(nmeff)^(1-alpha);
exp(ch) = exp(hc)^phi*(z*exp(nh))^(1-phi);
exp(cm) + exp(xm) + exp(xh) = exp(y);
exp(xm) = 0.25*(exp(s4(-3))/C^3 + exp(s4(-2))/C^2 + exp(s4(-1))/C + exp(s4));
exp(k(+1)) = (1-deltak)*exp(k)/C + exp(s4(-3))/C^4 ;
exp(xh) = exp(h(+1))*CC - (1-deltah)*exp(h);
exp(hc(+1)) + exp(hn(+1)) = exp(h(+1));

//Schock
theta = rho*theta(-1) + epsilon;
z = exp(theta);

//Observations
y_obs = ln(gammam^(alpha/(1-alpha))*gammaz) + y(+1) - y;
end;

initval;
k = ln(0.6554);
y = ln(0.2887);
xm = ln(0.038);
nm = ln(0.26);
nmeff = ln(1.2807);
nh = ln(0.32);
hc = ln(0.6172);
hn = ln(0.1942);
h = ln(0.811);
xh = ln(0.111);
cm = ln(0.362);
ch = ln(0.3594);
s4 = ln(0.038);
z = 1;
theta = 0;
end;

resid;
steady(solve_algo=1);
check;
shocks;
var epsilon; stderr 1;
end;

estimated_params;
beta, beta_pdf, 0.9945, 0.002, 0.98, 0.9999;
alpha, beta_pdf, 0.28, 0.04, 0.2, 0.37;
rho, beta_pdf, 0.85, 0.08, 0.7, 0.9999;
tauk, beta_pdf, 0.3, 0.12, 0.05, 0.55;
taun, beta_pdf, 0.4, 0.12, 0.15, 0.65;
deltak, beta_pdf, 0.0508, 0.003, 0.01, 0.15;
deltah, beta_pdf, 0.1309, 0.01, 0.01, 0.25;
gammam, beta_pdf, 1.0047, 0.0025, 1, 1.01;
gammah, beta_pdf, 1.0023, 0.001, 1, 1.0046;
gammaz, uniform_pdf, 1.021, 0.1, 1, 1.06;
phi, uniform_pdf, 0.28, 0.1, 0.05, 0.5;
eta, uniform_pdf, 1.6803, 0.3, 1.4, 2.0;
psi, uniform_pdf, 2.1079, 0.6, 1.5, 3;
sigma, inv_gamma_pdf, 0.007, .01, 0, 0.15;
my, uniform_pdf, 0.19, 0.1, 0.01, 0.37;
end;

varobs y_obs;

estimation(mode_compute=6, datafile=simuldata_my0_J1, order=1, xls_range=b1:b71, mh_jscale=0.4,
mh_replic=50000, mh_nblocks=5, mode_check);

```

4 Modell mit Technologie- und Präferenzenschock

4.1 Quellcode für $J = 1$ und $\mu = 0$

```

var k h nm nh cm ch xm xh y z theta zeta theta2;
predetermined_variables k, h;
varexo epsilon epsilon2;
parameters alpha beta rho psi tauk taun deltak deltah my phi eta gammaz gammam gammah sigma sd_eps
sd_eps2 k_help y_help h_help ch_help;

beta = 0.9938;
rho = 0.95;
tauk = 0.3;
taun = 0.4;
my = 0;
gammam = 1.0047;
gammah = 1.0023;
nm_caltar = 0.26;
nh_caltar = 0.32;
g_caltar = 1.0067;
ky_caltar = 2.27;
hy_caltar = 2.78;
xmy_caltar = 0.133;
xhy_caltar = 0.383;

deltak = (1 - g_caltar*gammam) + xmy_caltar/ky_caltar;
deltah = (1 - g_caltar*gammah) + xhy_caltar/hy_caltar;
alpha = -(deltak*tauk + 1-deltak - g_caltar*gammam/beta)/(1-tauk)*ky_caltar;
gammaz = g_caltar*gammam^(-alpha/(1-alpha))/(1-my))*gammah^(-my/(1-my));
k_help = ky_caltar^(1/(1-alpha)) * nm_caltar;
y_help = k_help^alpha * nm_caltar^(1-alpha);
h_help = hy_caltar*y_help;
eta = (1-nm_caltar-nh_caltar)/(y_help-xmy_caltar*y_help-xhy_caltar*y_help)*(1-taun)*(1-alpha)*
ky_caltar^(alpha/(1-alpha));
phi = (g_caltar*gammah/beta - (1-deltah))*h_help/nh_caltar/(1-taun)/(1-alpha)/ky_caltar^
(alpha/(1-alpha)) / (1 + (g_caltar*gammah/beta - (1-deltah))*h_help/nh_caltar/(1-taun)/(1-alpha)/
ky_caltar^(alpha/(1-alpha)));
ch_help = h_help^phi * nh_caltar^(1-phi);
psi = (1-taun)*(1-alpha)*ky_caltar^(alpha/(1-alpha))/(y_help-xmy_caltar*y_help-xhy_caltar*y_help)*
ch_help/ (1-phi) * h_help^(-phi) * nh_caltar^phi;
sigma = 0.007;
sd_eps = sigma / (1-my) / (1-alpha);
sd_eps2 = 0.009;

model;
# C = gammam^(1/(1-alpha))*gammaz;
# CC = gammam^(alpha/(1-alpha))*gammah*gammaz;
(1-tauk)*alpha*exp(k(+1))^(alpha-1)*exp(nm(+1))^(1-alpha)*z(+1)^(1-alpha)*exp(cm)*zeta(+1) + deltak*
tauk* exp(cm)*zeta(+1) + (1-deltak)*exp(cm)*zeta(+1) - C/beta*exp(cm(+1))*zeta = 0;
psi*phi*exp(h(+1))^(phi-1)*exp(nh(+1))^(1-phi)*z(+1)^(1-phi)*exp(cm(+1))*exp(cm)*zeta(+1) - CC/beta*
exp(ch(+1))*exp(cm(+1))*zeta + (1-deltah)*exp(ch(+1))*exp(cm)*zeta(+1) = 0;
-eta*exp(cm)/(1-exp(nm)-exp(nh)) + (1-taun)*(1-alpha)*exp(k)^alpha*exp(nm)^(-alpha)*z^(1-alpha)*zeta
= 0;
-eta*exp(ch)/(1-exp(nm)-exp(nh)) + psi *(1-phi) * exp(h)^phi * z^(1-phi) * exp(nh)^(-phi)*zeta = 0;

//Nebenbedingungen
exp(y) = exp(k)^alpha*(z*exp(nm))^(1-alpha);
exp(ch) = exp(h)^phi*(z*exp(nh))^(1-phi);
exp(cm) + exp(xm) + exp(xh) = exp(y);
exp(xm) = exp(k(+1))*C - (1-deltak)*exp(k);
exp(xh) = exp(h(+1))*CC - (1-deltah)*exp(h);

//Schocks
theta = rho*theta(-1) + epsilon;
z = exp(theta);
theta2 = rho*theta2(-1) + epsilon2;
zeta = exp(theta2);

```

```

end;

initval;
k = ln(0.6930);
y = ln(0.3053);
xm = ln(0.04);
nm = ln(0.26);
nh = ln(0.32);
h = ln(0.8579);
xh = ln(0.117);
cm = ln(0.1478);
ch = ln(0.4271);
z = 1;
theta = 0;
zeta = 1;
end;

resid;

steady(solve_algo=1);

check;

shocks;

var epsilon; stderr sd_eps;
var epsilon2; stderr sd_eps2;
end;

stoch_simul(irf=60, order=1, hp_filter = 1600);

```

4.2 Quellcode für $J = 1$ und $\mu = 0,19$

```

var k h hn hc nm nh nmeff cm ch xm xh y z theta zeta theta2;
predetermined_variables k, h, hn, hc;
varexo epsilon epsilon2;
parameters alpha beta rho psi tauk taun deltak deltah my phi eta gammaz gammam gammah sigma
nm_caltar nh_caltar g_caltar ky_caltar hy_caltar xmy_caltar xhy_caltar hn_help k_help y_help
hc_help ch_help sd_eps sd_eps2;

beta = 0.9938;
rho = 0.95;
tauk = 0.3;
taun = 0.4;
my = 0.19;
gammam = 1.0047;
gammah = 1.0023;
nm_caltar = 0.26;
nh_caltar = 0.32;
g_caltar = 1.0067;
ky_caltar = 2.27;
hy_caltar = 2.78;
xmy_caltar = 0.133;
xhy_caltar = 0.383;

deltak = (1 - g_caltar*gammam) + xmy_caltar/ky_caltar;
deltah = (1 - g_caltar*gammah) + xhy_caltar/hy_caltar;
alpha = -(deltak*tauk + 1-deltak - g_caltar*gammam/beta)/(1-tauk)*ky_caltar;
gammaz = g_caltar*gammam^(-alpha/(1-alpha)/(1-my))*gammah^(-my/(1-my));
hn_help = ((g_caltar*gammah/beta - 1 + deltah) / (1-taun)/((1-alpha)*ky_caltar^(alpha/(1-alpha))))/
my^(1/(my-1))* nm_caltar;
k_help = ky_caltar^(1/(1-alpha)) * hn_help^my * nm_caltar^(1-my);
y_help = k_help^alpha * hn_help^((1-alpha)*my) * nm_caltar^((1-alpha)*(1-my));
hc_help = hy_caltar*y_help - hn_help;
phi = my/(1-my) *nm_caltar/nh_caltar * hc_help / hn_help / (1 + my/(1-my)*nm_caltar/nh_caltar *
hc_help/ hn_help);
eta = (1-nm_caltar-nh_caltar)/(y_help-xmy_caltar*y_help-xhy_caltar*y_help)*(1-taun)*(1-alpha)*

```

```

ky_caltar^(alpha/(1-alpha))*(1-my)*hn_help^my*nm_caltar^(-my);
ch_help = hc_help^phi * nh_caltar^(1-phi);
psi = ch_help/(y_help-xmy_caltar*y_help-xhy_caltar*y_help)*(1-taun)*(1-alpha)*ky_caltar^
(alpha/(1-alpha))* (1-my)/(1-phi)*hn_help^my*nm_caltar^(-my)/hc_help^phi / nh_caltar^(-phi);
sigma = 0.007;
sd_eps = sigma / (1-my) / (1-alpha);
sd_eps2 = 0.009;

model;
# C = gammad^((1-(1-alpha)*my)/((1-my)*(1-alpha)))*gammah^(my/(1-my))*gammaz;
# CC = gammad^(alpha/((1-my)*(1-alpha)))*gammah^(1/(1-my))*gammaz;
(1-tauk)*alpha*exp(k(+1))^(alpha-1)*exp(nmeff(+1))^(1-alpha)*exp(cm)*zeta(+1) + deltak*tau*exp(cm)*
zeta(+1) + (1-deltak)*exp(cm)*zeta(+1) - C/beta*exp(cm(+1))*zeta = 0;
(1-deltah)/exp(cm(+1))*zeta(+1) - CC/beta/exp(cm)*zeta + 1/exp(cm(+1))*(1-taun)*(1-alpha)*exp(y(+1))/
exp(nmeff(+1))*my*exp(hn(+1))^(my-1)*exp(nm(+1))^(1-my)*z(+1)^(1-my)*zeta(+1) = 0;
psi*phi*exp(hc(+1))^(phi-1)*exp(nh(+1))^(1-phi)*z(+1)^(1-phi)*exp(cm(+1))*zeta(+1) - exp(ch(+1))*
(1-taun)* (1-alpha)*exp(k(+1))^(alpha)*exp(nmeff(+1))^(1-alpha)*my*exp(hn(+1))^(my-1)*exp(nm(+1))^(
(1-my)*z(+1)^(1-my)*zeta(+1) = 0;
-eta*exp(cm)/(1-exp(nm)-exp(nh)) + (1-taun)*(1-alpha)*exp(k)^alpha*exp(nmeff)^(-alpha)*(1-my)*
exp(hn)^my* z^(1-my)*exp(nm)^(-my)*zeta = 0;
-eta*exp(ch)/(1-exp(nm)-exp(nh)) + psi *(1-phi) * exp(hc)^phi * z^(1-phi) * exp(nh)^(-phi)*zeta = 0;

//Nebenbedingungen
exp(nmeff) = exp(hn)^my*(z*exp(nm))^(1-my);
exp(y) = exp(k)^alpha*exp(nmeff)^(1-alpha);
exp(ch) = exp(hc)^phi*(z*exp(nh))^(1-phi);
exp(cm) + exp(xm) + exp(xh) = exp(y);
exp(xm) = exp(k(+1))*C - (1-deltak)*exp(k);
exp(xh) = exp(h(+1))*CC - (1-deltah)*exp(h);
exp(hc(+1)) + exp(hn(+1)) = exp(h(+1));

//Schock
theta = rho*theta(-1) + epsilon;
z = exp(theta);
theta2 = rho*theta2(-1) + epsilon2;
zeta = exp(theta2);
end;

initval;
k = ln(0.65438966);
y = ln(0.28827738);
hn = ln(0.19167607);
xm = ln(0.03834089);
nm = ln(0.26);
nh = ln(0.32);
h = ln(0.80141113);
nmeff = ln(0.24528482);
xh = ln(0.11041024);
cm = ln(0.13952625);
hc = ln(0.60973506);
ch = ln(0.40860083);
z = 1;
theta = 0;
zeta = 1;
theta2 = 0;
end;

resid;
steady(solve_algo=1);
check;
shocks;
var epsilon; stderr sd_eps;
var epsilon2; stderr sd_eps2;
end;
stoch_simul(irf=60, order=1, hp_filter = 1600);

```

4.3 Quellcode für $J = 4$ und $\mu = 0$

```

var k h nm nh cm ch xm xh y z theta s4 zeta theta2;
predetermined_variables k, h;
varexo epsilon epsilon2;
parameters alpha beta rho psi tauk taun deltak deltah my phi eta gammaz gammam gammah sigma sd_eps
sd_eps2 k_help y_help h_help ch_help;

beta = 0.9938;
rho = 0.95;
tauk = 0.3;
taun = 0.4;
my = 0;
gammam = 1.0047;
gammah = 1.0023;
nm_caltar = 0.26;
nh_caltar = 0.32;
g_caltar = 1.0067;
ky_caltar = 2.27;
hy_caltar = 2.78;
xmy_caltar = 0.133;
xhy_caltar = 0.383;

deltak = (1 - g_caltar*gammam) + 1/((.25+.25*g_caltar*gammam+.25*(g_caltar*gammam)^2+.25*
(g_caltar*gammam)^3)*xmy_caltar/ky_caltar;
deltah = (1 - g_caltar*gammah) + xhy_caltar/hy_caltar;
alpha = -(deltak*tauk + 0.25*(1-deltak-deltak*g_caltar*gammam/beta-deltak*(g_caltar*gammam/beta)^2-
deltak*(g_caltar*gammam/beta)^3 - (g_caltar*gammam/beta)^4)/(1-tauk)*ky_caltar;
gammaz = g_caltar*gammam^(-alpha/(1-alpha)/(1-my))*gammah^(-my/(1-my));
k_help = ky_caltar^(1/(1-alpha)) * nm_caltar;
y_help = k_help^alpha * nm_caltar^(1-alpha);
h_help = hy_caltar*y_help;
phi = (g_caltar*gammah/beta - (1-deltah))*h_help/nh_caltar/((1-taun)/(1-alpha)/ky_caltar^
(alpha/(1-alpha)) / (1 + (g_caltar*gammah/beta - (1-deltah))*h_help/nh_caltar/((1-taun)/(1-alpha)) /
ky_caltar^(alpha/(1-alpha)));
ch_help = h_help^phi * nh_caltar^(1-phi);
eta = (1-nm_caltar-nh_caltar)/(y_help-xmy_caltar*y_help-xhy_caltar*y_help)*(1-taun)*(1-alpha)*
ky_caltar^(alpha/(1-alpha));
psi = (1-taun)*(1-alpha)*ky_caltar^(alpha/(1-alpha))/(y_help-xmy_caltar*y_help-xhy_caltar*y_help)*
ch_help/(1-phi) * h_help^(-phi) * nh_caltar^phi;
sigma = 0.007;
sd_eps = sigma / (1-my) / (1-alpha);
sd_eps2 = 0.009;

model;
# C = gammam^(1/(1-alpha))*gammaz;
# CC = gammam^(alpha/(1-alpha))*gammah*gammaz;
(1-tauk)*alpha*exp(k(+4))^(alpha-1)*exp(nm(+4))^(1-alpha)*z(+4)^(1-alpha)*zeta(+1) + deltak*tauk*
zeta(+1) + exp(cm(+4))*0.25*((1-deltak)/exp(cm(+4))*zeta(+4) - deltak * C/beta /exp(cm(+3))*zeta(+3) -
deltak * C^2/beta^2 /exp(cm(+2))*zeta(+2) - deltak * C^3/beta^3 /exp(cm(+1))*zeta(+1) - C^4/beta^4 /
exp(cm)*zeta) = 0;
psi*phi*exp(h(+1))^(phi-1)*exp(nh(+1))^(1-phi)*z(+1)^(1-phi)*exp(cm(+1))*exp(cm)*zeta(+1) - CC/beta*
exp(ch(+1))*exp(cm(+1))*zeta + (1-deltah)*exp(ch(+1))*exp(cm)*zeta(+1) = 0;
-eta*exp(cm)/(1-exp(nm)-exp(nh)) + (1-taun)*(1-alpha)*exp(k)^alpha*exp(nm)^(-alpha)*z^(1-alpha)*zeta
= 0;
-eta*exp(ch)/(1-exp(nm)-exp(nh)) + psi *(1-phi) * exp(h)^phi * z^(1-phi) * exp(nh)^(-phi)*zeta = 0;

//Nebenbedingungen
exp(y) = exp(k)^alpha*(z*exp(nm))^(1-alpha);
exp(ch) = exp(h)^phi*(z*exp(nh))^(1-phi);
exp(cm) + exp(xm) + exp(xh) = exp(y);
exp(xm) = 0.25*(exp(s4(-3))/C^3 + exp(s4(-2))/C^2 + exp(s4(-1))/C + exp(s4));
exp(k(+1)) = (1-deltak)*exp(k)/C + exp(s4(-3))/C^4 ;
exp(xh) = exp(h(+1))*CC - (1-deltah)*exp(h);

//Schock
theta = rho*theta(-1) + epsilon;
z = exp(theta);

```

```

theta2 = rho*theta2(-1) + epsilon2;
zeta = exp(theta2);
end;

initval;
k = ln(0.6930);
y = ln(0.3053);
xm = ln(0.04);
nm = ln(0.26);
nh = ln(0.32);
h = ln(0.8579);
xh = ln(0.117);
cm = ln(0.1478);
ch = ln(0.4271);
s4 = ln(0.04);
z = 1;
theta = 0;
zeta = 1;
theta2 = 0;
end;

resid;
steady(solve_algo=1);
check;
shocks;
var epsilon; stderr sd_eps;
var epsilon2; stderr sd_eps2;
end;
stoch_simul(irf=60, order=1, hp_filter = 1600);

```

4.4 Quellcode für $J = 4$ und $\mu = 0,19$

```

var k h hn hc nm nh nmeff cm ch xm xh y z theta s4 zeta theta2;
predetermined_variables k, h, hn, hc;
varexo epsilon epsilon2;
parameters alpha beta rho psi tauk taun deltak deltah my phi eta gammaz gammam gammah sigma nm_caltar
nh_caltar g_caltar ky_caltar hy_caltar xmy_caltar xhy_caltar hn_help k_help y_help hc_help ch_help
sd_eps sd_eps2;

beta = 0.9938;
rho = 0.95;
tauk = 0.3;
taun = 0.4;
my = 0.19;
gammam = 1.0047;
gammah = 1.0023;
nm_caltar = 0.26;
nh_caltar = 0.32;
g_caltar = 1.0067;
ky_caltar = 2.27;
hy_caltar = 2.78;
xmy_caltar = 0.133;
xhy_caltar = 0.383;

deltak = (1 - g_caltar*gammam) + 1/((.25+.25*g_caltar*gammam+.25*(g_caltar*gammam)^2+.25*
(g_caltar*gammam)^3)* xmy_caltar/ky_caltar;
deltah = (1 - g_caltar*gammah) + xhy_caltar/hy_caltar;
alpha = -(deltak*tauk + 0.25*(1-deltak - deltak*g_caltar*gammam/beta - deltak*g_caltar^2*gammam^2/
beta^2 - deltak*g_caltar^3*gammam^3/beta^3 - g_caltar^4*gammam^4/beta^4))/(1-tauk)*ky_caltar;
gammaz = g_caltar*gammam^(-alpha/(1-alpha)/(1-my))*gammah^(-my/(1-my));
hn_help = (( g_caltar*gammah/beta - 1 + deltah) / (1-taun)/((1-alpha)*ky_caltar^(alpha/(1-alpha)))/
my)^(1/(my-1))* nm_caltar;

```

```

k_help = ky_caltar^(1/(1-alpha)) * hn_help^my * nm_caltar^(1-my);
y_help = k_help^alpha * hn_help^((1-alpha)*my) * nm_caltar^((1-alpha)*(1-my));
hc_help = hy_caltar*y_help - hn_help;
phi = my/(1-my) * nm_caltar/nh_caltar * hc_help / hn_help / (1 + my/(1-my)*nm_caltar/nh_caltar *
hc_help/ hn_help);
eta = (1-nm_caltar-nh_caltar)/(y_help-xmy_caltar*y_help-xhy_caltar*y_help)*(1-taun)*(1-alpha)*
ky_caltar^(alpha/(1-alpha))*(1-my)*hn_help^my*nm_caltar^(-my);
ch_help = hc_help^phi * nh_caltar^(1-phi);
psi = ch_help/(y_help-xmy_caltar*y_help-xhy_caltar*y_help)*(1-taun)*(1-alpha)*ky_caltar^
(alpha/(1-alpha))* (1-my)/(1-phi)*hn_help^my*nm_caltar^(-my)/hc_help^phi / nh_caltar^(-phi);
sigma = 0.007;
sd_eps = sigma / (1-my) / (1-alpha);
sd_eps2 = 0.009;

model;
# C = gammam^(1/(1-alpha))*gammaz;
# CC = gammam^(alpha/(1-alpha))*gammah*gammaz;
(1-tauk)*alpha*exp(k(+4))^(alpha-1)*exp(nmeff(+4))^(1-alpha)*zeta(+1) + deltak*tau*k*zeta(+1) +
exp(cm(+4))* 0.25*((1-deltak)/exp(cm(+4))*zeta(+4) - deltak * C/beta /exp(cm(+3))*zeta(+3) -
deltak * C^2/beta^2 /exp(cm(+2))*zeta(+2) - deltak * C^3/beta^3 /exp(cm(+1))*zeta(+1) - C^4/
beta^4 /exp(cm)*zeta) = 0;
(1-deltah)/exp(cm(+1))*zeta(+1) - CC/beta/exp(cm)*zeta + 1/exp(cm(+1))*(1-taun)*(1-alpha)*exp(y(+1))
/ exp(nmeff(+1))*my*exp(hn(+1))^(my-1)*exp(nm(+1))^(1-my)*z(+1)^(1-my)*zeta(+1) = 0;
psi*phi*exp(hc(+1))^(phi-1)*exp(nh(+1))^(1-phi)*z(+1)^(1-phi)*exp(cm(+1))*zeta(+1) - exp(ch(+1))*
(1-taun)*(1-alpha)*exp(k(+1))^(alpha)*exp(nmeff(+1))^(1-alpha)*my*exp(hn(+1))^(my-1)*exp(nm(+1))^(1-my)
*z(+1)^(1-my)*zeta(+1) = 0;
-eta*exp(cm)/(1-exp(nm)-exp(nh)) + (1-taun)*(1-alpha)*exp(k)^alpha*exp(nmeff)^(-alpha)*(1-my)*
exp(hn)^my* z^(1-my)*exp(nm)^(-my)*zeta = 0;
-eta*exp(ch)/(1-exp(nm)-exp(nh)) + psi *(1-phi) * exp(hc)^phi * z^(1-phi) * exp(nh)^(-phi)*zeta = 0;

//Nebenbedingungen
exp(nmeff) = exp(hn)^my*(z*exp(nm))^(1-my);
exp(y) = exp(k)^alpha*exp(nmeff)^(1-alpha);
exp(ch) = exp(hc)^phi*(z*exp(nh))^(1-phi);
exp(cm) + exp(xm) + exp(xh) = exp(y);
exp(xm) = 0.25*(exp(s4(-3))/C^3 + exp(s4(-2))/C^2 + exp(s4(-1))/C + exp(s4));
exp(k(+1)) = (1-deltak)*exp(k)/C + exp(s4(-3))/C^4 ;
exp(xh) = exp(h(+1))*CC - (1-deltah)*exp(h);
exp(hc(+1)) + exp(hn(+1)) = exp(h(+1));

//Schock
theta = rho*theta(-1) + epsilon;
z = exp(theta);
theta2 = rho*theta2(-1) + epsilon2;
zeta = exp(theta2);
end;

initval;
k = ln(0.6554);
y = ln(0.2887);
xm = ln(0.038);
nm = ln(0.26);
nmeff = ln(1.2807);
nh = ln(0.32);
hc = ln(0.6172);
hn = ln(0.1942);
h = ln(0.811);
xh = ln(0.111);
cm = ln(0.362);
ch = ln(0.3594);
s4 = ln(0.038);
z = 1;
theta = 0;
zeta = 1;
theta2 = 0;
end;

```

```
resid;  
steady(solve_algo=1);  
check;  
shocks;  
var epsilon; stderr sd_eps;  
var epsilon2; stderr sd_eps2;  
end;  
stoch_simul(irf=60, order=1, hp_filter = 1600);
```

Literaturverzeichnis

- ADDA, J. UND R. W. COOPER (2003): *Dynamic Economics: Quantitative Methods and Applications*, MIT Press Books, The MIT Press
- ADJEMIAN, S., H. BASTANI, M. JUILLARD, F. KARAMÉ, F. MIHOUBI, G. PERENDIA, J. PFEIFER, M. RATTO, UND S. VILLEMOT (2011): "Dynare: Reference Manual, Version 4", CEPREMAP
- ARROW, K. J., H. B. CHENERY, B. S. MINHAS, UND R. M. SOLOW (1961): „Capital-Labor Substitution and Economic Efficiency“, *The Review of Economics and Statistics*, 43, pp. 225–250
- AUER, B. UND H. ROTTMANN (2010): *Statistik und Ökonometrie Für Wirtschaftswissenschaftler*, Wiesbaden: Gabler
- BARRO, R. J. (1989a): „Introduction“, in *Modern Business Cycle Theory*, R. J. Barro (Hrsg.), Cambridge, Mass.: Harvard University Press, 1–15
- BARRO, R. J. (1989b): „The Neoclassical Approach to Fiscal Policy“, in *Modern Business Cycle Theory*, R. J. Barro (Hrsg.), Cambridge, Mass.: Harvard University Press, 178–235
- BARRO, R. J. UND X. SALA-I-MARTIN (2003): *Economic Growth, 2nd Edition*, Cambridge, Mass.: The MIT Press
- BAXTER, M. (1996): „Are Consumer Durables Important for Business Cycles?“, *The Review of Economics and Statistics*, 78, 147–55
- BAXTER, M. UND U. J. JERMANN (1999): „Household Production and the Excess Sensitivity of Consumption to Current Income“, *American Economic Review*, 89, 902–920
- BECKER, G. S. (1965): „A Theory of the Allocation of Time“, *The Economic Journal*, 75, pp. 493–517
- BENHABIB, J., R. ROGERSON, UND R. WRIGHT (1990): „Homework in Macroeconomics I: Basic Theory“, National Bureau of Economic Research

- BENHABIB, J., R. ROGERSON, UND R. WRIGHT (1991): „Homework in Macroeconomics: Household Production and Aggregate Fluctuations“, *Journal of Political Economy*, 99, 1166–87
- BENHABIB, J. UND M. M. SPIEGEL (1994): „The role of human capital in economic development evidence from aggregate cross-country data“, *Journal of Monetary Economics*, 34, 143–173
- BLACK, F. (1982): „General Equilibrium and Business Cycles“, National Bureau of Economic Research
- BLANCHARD, O. J. UND S. FISCHER (1989): *Lectures on Macroeconomics*, MIT Press
- BLANKENAU, W. UND M. A. KOSE (2007): „How Different Is The Cyclical Behavior Of Home Production Across Countries?“, *Macroeconomic Dynamics*, 11, 56–78
- BRANDNER, P. UND K. NEUSSER (1992): „Business cycles in open economies: Stylized facts for Austria and Germany“, *Review of World Economics (Weltwirtschaftliches Archiv)*, 128, 67–87
- BRIDGMAN, B. (2013): „Home Productivity“, Bureau of Economic Analysis
- BROOKS, S. P. UND A. GELMAN (1998): „General Methods for Monitoring Convergence of Iterative Simulations“, *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 7, 434–455
- BURNS, L. S. UND L. GREBLER (1976): „Resource Allocation to Housing Investment: A Comparative International Study“, *Economic Development and Cultural Change*, 25, 95–121
- BURNS, L. S. UND L. GREBLER (1977): *The Housing of Nations*, London: Macmillan
- BURNS, L. S. UND F. G. MITTELBACH (1972): „A House Is A House Is A House“, *Industrial Relations*, 11, 407–421
- BUSATO, F. UND B. CHIARINI (2004): „Market and underground activities in a two-sector dynamic equilibrium model“, *Economic Theory*, 23, 831–861

- BUSATO, F. UND B. CHIARINI (2007): „The Non-Market Sector in Europe and in the United States: Underground Activities and Home Production“, in *Business Fluctuations and Cycles*, T. Nagakawa (Hrsg.), New York: Nova Science Publishers, Kap. 5, 113–136
- CANOVA, F. (1993): „Detrending and Business Cycle Facts“, C.E.P.R. Discussion Papers
- CHRISTIANO, L. J., M. EICHENBAUM, UND C. L. EVANS (2005): „Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy“, *Journal of Political Economy*, 113, 1–45
- COOLEY, T. F. UND E. C. PRESCOTT (1995): „Economic Growth and Business Cycles“, in *Frontiers of Business Cycle Research*, T. F. Colley (Hrsg.), Princeton, NJ: Princeton Univ. Press, 1–38
- CRUCCOLINI, R. (2010): „Primat der Form - Zur Methodologie und Geschichte in der Modernen Makroökonomik“, University of Munich, Department of Economics
- CUDMORE, E. UND J. WHALLEY (2003): „Regeneration, Labour Supply and the Welfare Costs of Taxes“, National Bureau of Economic Research
- DAVIS, M. UND J. HEATHCOTE (2005): „Housing And The Business Cycle“, *International Economic Review*, 46, 751–784
- DEATON, A. UND J. MUELLBAUER (1980): *Economics and Consumer Behavior*, Cambridge: Cambridge University Press
- Deutsche Bundesbank (2001): „Realzinsen: Entwicklung und Determinanten“, Deutsche Bundesbank, Frankfurt am Main
- DIAMOND, P. A. (1967): „The Role of a Stock Market in a General Equilibrium Model with Technological Uncertainty“, *The American Economic Review*, 57, pp. 759–776
- EDGE, R. M. (2000): „The effect of monetary policy on residential and structures investment under differential project planning and completion times“, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.)

- EINARSSON, T. UND M. H. MARQUIS (1997): „Home production with endogenous growth“, *Journal of Monetary Economics*, 39, 551–569
- EISNER, R. (1988): „Extended Accounts for National Income and Product“, *Journal of Economic Literature*, 26, 1611–84
- European Commission (2011): „Taxation trends in the European Union: 2011 edition“, Directorate General Taxation and Customs Union, European Commission
- FENDER, V., R. FOSTER, A. KHAN, S. PUNT, UND G. CAROLAN (2013): „Household Satellite Accounts, Valuing Informal Childcare in the UK, 2010“, Office for National Statistics
- FISHER, J. D. (2001): „A real explanation for heterogeneous investment dynamics“, Federal Reserve Bank of Chicago
- FISHER, J. D. M. (1997): „Relative prices, complementarities and comovement among components of aggregate expenditures“, *Journal of Monetary Economics*, 39, 449–474
- FISHER, J. D. M. (2007): „Why Does Household Investment Lead Business Investment over the Business Cycle?“, *Journal of Political Economy*, 115, 141–168
- GANGOPADHYANY, K. UND J. C. HATCHONDO (1995): „The Behavior Of Household And Business Investment Over The Business Cycle“, *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, 95(3), 269–288
- GOMME, P., F. E. KYDLAND, UND P. RUPERT (2001): „Home Production Meets Time to Build“, *Journal of Political Economy*, 109, 1115–1131
- GORDON, R. J. (1990): *The Measurement of Durable Goods Prices*, no. gord90-1 in NBER Books, National Bureau of Economic Research
- GREENWOOD, J. UND Z. HERCOWITZ (1991): „The Allocation of Capital and Time over the Business Cycle“, *Journal of Political Economy*, 99, 1188–214
- GREENWOOD, J., Z. HERCOWITZ, UND P. KRUSELL (1997): „Long-Run Implications of Investment-Specific Technological Change“, *American Economic Review*, 87, 342–62

- GREENWOOD, J., Z. HERCOWITZ, UND P. KRUSELL (2000): „The role of investment-specific technological change in the business cycle“, *European Economic Review*, 44, 91–115
- GREENWOOD, J., R. ROGERSON, UND R. WRIGHT (1995): „Household Production in Real Business Cycle Theory“, in *Frontiers of Business Cycle Research*, T. F. Cooley (Hrsg.), Princeton, NJ: Princeton Univ. Press, Kap. 6, 157–174
- GRIFFOLI, T. M. (2013): „Dynare V4 - User Guide“, <http://www.dynare.org/documentation-and-support/user-guide>, Abrufdatum: 29.03.14
- GRONAU, R. (1987): „Home production – A survey“, in *Handbook of Labor Economics*, O. Ashenfelter und R. Layard (Hrsg.), Elsevier, Bd. 1, Kap. 4, 273–304
- GRÜNTHAL, G., A. THIEKEN, J. SCHWARZ, K. RADTKE, A. SMOLKA, UND B. MERZ (2006): „Comparative Risk Assessments for the City of Cologne - Storms, Floods, Earthquakes“, *Natural Hazards*, 38, 21–44
- GUCKELSBERGER, U. (2009): „Vierteljahresprognose der Konjunkturellen Entwicklung in Deutschland“, <http://web.fh-ludwigshafen.de/fb2/guckelsberger.nsf/Files/9A3C6AE78CAABB1DC12577A1002D27B0>, Abrufdatum: 29.03.14
- HACKER, R. S. (1999): „The Effect of Residential Crowding on Labor Productivity with Evidence from the Twilight of Polish Socialism“, *Real Estate Economics*, 27, 135–167
- HAERTEL, T. UND B. LUCKE (2007): „New Evidence on News-Driven Business Cycles“, Kiel Institute for the World Economy
- HAMILTON, J. D. (1994): *Time Series Analysis*, Princeton, NJ: Princeton Univ. Press
- HANSEN, G. (1985): „Indivisible labor and the business cycle“, *Journal of Monetary Economics*, 16, 309–327
- HORNSTEIN, A. UND J. PRASCHNIK (1997): „Intermediate inputs and sectoral comovement in the business cycle“, *Journal of Monetary Economics*, 40, 573–595

- IACOVIELLO, M. UND S. NERI (2010): „Housing Market Spillovers: Evidence from an Estimated DSGE Model“, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2, 125–64
- IACOVIELLO, M. UND M. PAVAN (2007): „An Equilibrium Model of Lumpy Housing Investment“, *Rivista di Politica Economica*, 97, 15–44
- INGRAM, B. F., N. R. KOCHERLAKOTA, UND N. E. SAVIN (1997): „Using theory for measurement: An analysis of the cyclical behavior of home production“, *Journal of Monetary Economics*, 40, 435–456
- INTERNATIONAL MONETARY FUND (2008): „The Changing Housing Cycle and the Implications for Monetary Policy“, in *The Changing Housing Cycle and the Implications for Monetary Policy*, International Monetary Fund (Hrsg.), Washington, 103–132
- IRONMONGER, D. (2000): „Household Production and the Household Economy“, The University of Melbourne
- JOINES, D. H. (1981): „Estimates of Effective Marginal Tax Rates on Factor Incomes“, *Journal of Business*, 54, 191–226
- KAUFFMANN, A. UND A. NASTANSKY (2006): „Ein kubischer Spline zur temporalen Disaggregation von Stromgrößen und seine Anwendbarkeit auf Immobilienindizes“, Universität Potsdam, Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Fakultät
- KING, R. G., C. I. PLOSSER, UND S. T. REBELO (2002): „Production, Growth and Business Cycles: Technical Appendix“, *Computational Economics*, 20, 87–116
- KING, R. G. UND S. T. REBELO (1993): „Low frequency filtering and real business cycles“, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 17, 207–231
- KOEVA, P. (2000): „The Facts About Time-to-Build“, International Monetary Fund
- KUZNETS, S. (1960): „Quantitative Aspects of the Economic Growth of Nations: V. Capital Formation Proportions: International Comparisons for Recent Years“, *Economic Development and Cultural Change*, 8, 1–96

- KUZNETS, S. (1961): „Quantitative Aspects of the Economic Growth of Nations: VI. Long Term Trends in Capital Formation Proportions“, *Economic Development and Cultural Change*, 8, 1–124
- KYDLAND, F., P. RUPERT, UND R. ŠUSTEK (2012): „Housing Dynamics over the Business Cycle“, Department of Economics, UC Santa Barbara
- KYDLAND, F. E. (1993): „Business cycles and aggregate labor-market fluctuations“, Federal Reserve Bank of Cleveland
- KYDLAND, F. E. (1995): „Business Cycles and Aggregate Labor-Market Fluctuations“, in *Frontiers of Business Cycle Research*, T. F. Cooley (Hrsg.), Princeton, NJ: Princeton Univ. Press, Kap. 5, 126–156
- KYDLAND, F. E. UND E. C. PRESCOTT (1982): „Time to Build and Aggregate Fluctuations“, *Econometrica*, 50, 1345–70
- LADER, D., S. SHORT, UND J. GERSHUNY (2006): „The Time Use Survey, 2005: How We Spend Our Time“, Office for National Statistics
- LEAMER, E. E. (2007): „Housing IS the Business Cycle“, National Bureau of Economic Research, Inc.
- LEUTHOLD, J. H. (1981): „Taxation and the value of nonmarket time“, *Social Science Research*, 10, 267 – 281
- LI, V. E. UND C.-Y. CHANG (2004): „The cyclical behavior of household and business investment in a cash-in-advance economy“, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 28, 691 – 706
- LONG, JOHN B, J. UND C. I. PLOSSER (1983): „Real Business Cycles“, *Journal of Political Economy*, 91, 39–69
- LUCAS, ROBERT E., J. (1975): „An Equilibrium Model of the Business Cycle“, *Journal of Political Economy*, 83, pp. 1113–1144

- LUCAS, R. E. (1977): „Understanding business cycles“, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 5, 7–29
- MCCALLUM, B. T. (1989): „Real Business Cycle Models“, in *Modern Business Cycle Theory*, R. J. Barro (Hrsg.), Cambridge, Mass.: Harvard University Press, 16–50
- MCGRATTAN, E. R. (1994): „The macroeconomic effects of distortionary taxation“, *Journal of Monetary Economics*, 33, 573–601
- MCGRATTAN, E. R., R. ROGERSON, UND R. WRIGHT (1997): „An Equilibrium Model of the Business Cycle with Household Production and Fiscal Policy“, *International Economic Review*, 38, 267–90
- MENDOZA, E. G., A. RAZIN, UND L. L. TESAR (1994): „Effective tax rates in macroeconomics: Cross-country estimates of tax rates on factor incomes and consumption“, *Journal of Monetary Economics*, 34, 297 – 323
- NIERHAUS, W. (2005a): „Vorjahrespreisbasis: Rechenregeln für die Aggregation“, *Ifo Schnelldienst*, 58, 12–16
- NIERHAUS, W. (2005b): „Vorjahrespreisbasis und Chain-Linking in den VGR: Das Wichtigste der neuen Volumenrechnung“, *Ifo Schnelldienst*, 58, 29–35
- ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT (2001): *Tax ratios : a critical survey*, OECD, Paris
- OTRUBA, H., G. MUNDUCH, UND A. STIASSNY (1996): *Makroökonomik*, Wien: Springer
- POLLAK, R. A. UND M. L. WACHTER (1975): „The Relevance of the Household Production Function and Its Implications for the Allocation of Time“, *Journal of Political Economy*, 83, 255–77
- PRESCOTT, E. C. (1986): „Theory ahead of business-cycle measurement“, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25, 11–44
- PRESCOTT, E. C. UND R. MEHRA (1980): „Recursive Competitive Equilibrium: The Case of Homogeneous Households“, *Econometrica*, 48, pp. 1365–1379

QUANTITATIVE MICRO SOFTWARE (2007): *EViews 6 User's Guide*, Quantitative Micro Software

REBELO, S. (2005): „Real Business Cycle Models: Past, Present and Future“, *Scandinavian Journal of Economics*, 107, 217–238

SARGENT, T. J. (1980): „Tobin's Q and the Rate of Investment in General Equilibrium“, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 12, 107–154

SCHÄFER, D. (2004): „Unbezahlte Arbeit und Bruttoinlandsprodukt 1992 und 2001“, in *Wirtschaft und Statistik 9/2004*, Wiesbaden: Statistisches Bundesamt, 960–978

SCHETTKAT, R. (2003): „Differences in US-German Time-Allocation: Why Do Americans Work Longer Hours than Germans?“, Institute for the Study of Labor (IZA)

SCHNEIDER, F. UND D. ENSTE (1999): „Shadow Economies Around the World - Size, Causes, and Consequences“, CESifo Group Munich

SCHNEIDER, L. (2007): „Mit 55 Zum Alten Eisen? Eine Analyse Des Alterseinflusses Auf Die Produktivität Anhand Des LIAB“, *Zeitschrift für Arbeitsmarkt-Forschung*, 40(1), 77–97

SMETS, F. UND R. WOUTERS (2003): „An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area“, *Journal of the European Economic Association*, 1, 1123–1175

SØRENSEN, P. B. UND H. J. WHITTA-JACOBSEN (2005): *Introducing Advanced Macroeconomics: Growth and Business Cycles*, London: McGraw-Hill

STAHMER, C. (2001): „Zeitbudgetdaten in Erweiterten Input-Output-Tabellen“, in *Zeitbudget in Deutschland - Erfahrungsberichte der Wissenschaft*, U. M. Ehling, J. Merz (Hrsg.), Stuttgart, Bd. 17 of *Schriftenreihe Spektrum Bundesstatistik*, 139–151

Statistisches Bundesamt (1998d): „Systematisches Verzeichnis der Einnahmen und Ausgaben der Privaten Haushalte - Ausgabe 1998 (SEA 98)“, Statistisches Bundesamt

- Statistisches Bundesamt (2003e): „Wo Bleibt Die Zeit? Die Zeitverwendung der Bevölkerung in Deutschland 2001/2002“, Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend/Statistisches Bundesamt, Berlin/Wiesbaden
- Statistisches Bundesamt (2006f): „Zeitbudgets - Tabellenband I, Aktivitäten in Stunden und Minuten Nach Geschlecht, Alter und Haushaltstyp, 2001/2002“, Statistisches Bundesamt
- Statistisches Bundesamt (2008b): „Geld- und Immobilienvermögen Sowie Schulden Privater Haushalte“, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden
- Statistisches Bundesamt (2010a): „Fortschreibung Des Wohngebäude- und Wohnungsbestandes, Lange Reihen 1969 Bis 2009“, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden
- Statistisches Bundesamt (2010c): „Inlandsproduktsberechnung Detaillierte Jahresergebnisse 2009“, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden
- STOCKER, H. (2010): „Einführung in Die Angewandte Ökonometrie“, Manuskript, <http://www.hsto.info/econometrics>, Abrufdatum: 29.03.2014.
- STRASSMANN, W. P. (1970): „The Construction Sector in Economic Development“, *Scottish Journal of Political Economy*, 17, 391–409
- STRASSMANN, W. P. (1976): „Measuring the Employment Effects of Housing Policies in Developing Countries“, *Economic Development and Cultural Change*, 24, 623–32
- STROHM, A. B. N. H. W. (2005): „Revision der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen 2005 Für Den Zeitraum 1991 Bis 2004“, in *Wirtschaft und Statistik* 5/2005, Wiesbaden: Statistisches Bundesamt, 425–462
- TEMPLE, J. (2006): „Aggregate Production Functions and Growth Economics“, *International Review of Applied Economics*, 20, 301–317
- TÖDTER, K.-H. (2005): „Umstellung der deutschen VGR auf Vorjahrespreisbasis“, Volkswirtschaftliches Forschungszentrum der Deutschen Bundesbank

TRAMPISCH, H. J. UND J. WINDELER (2000): *Medizinische Statistik*, Berlin: Springer

UHLIG, H. (2003): „How Well Do We Understand Business Cycles and Growth? Examining the Data with a Real Business Cycle Model“, in *Empirische Wirtschaftsforschung*, W. F. und Hans J. Ramser und Manfred Stadler (Hrsg.), Tübingen: Mohr Siebeck, 295–319

UMEH, J. C. (1991): „Rural health and labour supplies: Empirical evidence from the World Bank assisted agricultural development project in the Kwara State of Nigeria“, *Social Science & Medicine*, 32, 1351–1360

UNESCO INSTITUTE FOR STATISTICS (2006): „International Standard Classification of Education: ISCED 1997“, UNESCO, Montreal, Neuauflage 2006

WOOLDRIDGE, J. M. (2009): *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, Mason, Ohio: South Western Cengage Learning, 4. Aufl.

ZHOU, C. (2000): „Time-to-Build and Investment“, *The Review of Economics and Statistics*, 82, 273–282