

Die Mikrofundierung der Neu- Keynesianischen Phillips-Kurve: Eine empirische Untersuchung

Dissertation

**Zur Erlangung des Doktorgrades
Dr. rer. pol.
im Fach Volkswirtschaftslehre
unter der Leitung von
Professor Dr. Michael Funke**

**Eingereicht an der
Universität Hamburg
Fachbereich Volkswirtschaftslehre (VWL)**

Von Diplom-Volkswirt Sebastian Weber

Hamburg, 2008

Angenommen vom Fachbereich Volkswirtschaftslehre (VWL) der Universität
Hamburg

Prüfungsausschussvorsitzender: Prof. Dr. Bernd Lucke

1. Gutachter: Professor Dr. Michael Funke

2. Gutachter: Professor Dr. Hasenkamp

Datum der Prüfung: 05. November 2008

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung	1
2	Neu-Keynesianische Entwicklungen.....	4
2.1	Die Neu-Keynesianische Theorie träger Preise	4
2.2	Allgemeine Gleichgewichtsmodelle in der Makroökonomie.....	7
3	Das Neu-Keynesianische Modell	10
3.1	Darstellung der Haushalte	10
3.2	Log-Linearisierung des Modells	14
3.3	Verhalten der Zentralbank.....	16
3.4	Lösungsansatz für das lineare Gleichungssystem	18
3.5	Simulationsergebnisse	24
3.5.1	Kalibrierung	24
3.5.2	Ergebnisse für die Verteilung der realen Umsätze.....	29
3.6	Zusammenfassung.....	31
4	Dynamik der Verteilung der Wachstumsraten von Unternehmen im Zeitablauf.....	32
4.1	Einleitung	32
4.2	Daten	33
4.3	Die zyklischen Muster der Momente der Querschnitts-Verteilung	39
4.4	Regression der Perzentile	47
5	Die Dynamik der Firmen innerhalb der Verteilung	53
5.1	Empirische Methode	53
5.1.1	Einleitung	53
5.1.2	Übergangswahrscheinlichkeiten und Markov-Ketten.....	54
5.1.3	Das multinomiale Logit-Modell.....	56
5.1.4	Das Logit-Modell zur Untersuchung der absoluten Veränderung der Übergangswahrscheinlichkeiten.....	58

5.1.5	Die stochastische Kerndichte-Schätzung	60
5.2	Definition der Zustände.....	62
5.3	Ergebnisse für den Querschnitt	64
5.4	Einfluss des BIP-Wachstums auf die Mobilität innerhalb der Verteilung	69
5.4.1	Verwendung eines Mobilitätsindexes	69
5.4.2	Das Logit-Modell	71
5.4.3	Das multinomiale Logit-Modell.....	78
5.4.4	Die stochastische Kerndichteschätzung	80
5.5	Zusammenfassung.....	81
6	Simulationsergebnisse für die Übergangswahrscheinlichkeiten.....	83
7	Schlussbetrachtung.....	89
8	Abbildungsverzeichnis	92
9	Tabellenverzeichnis.....	94
10	Literaturverzeichnis.....	95

1 Einleitung

Das Neu-Keynesianische Modell gilt als das Arbeitstier unter den makroökonomischen Modellen (McCallum 2001, S. 258). Diese Klasse von Modellen wird insbesondere zur Analyse geldpolitischer Aspekte (z.B. Rotemberg und Woodford 1998 und 1999, Clarida et al. 1999 und 2000), aber auch für andere makroökonomische Fragestellung, wie z.B. Fiskalpolitik (z.B. Woodford 1997) oder Fragen der monetären Außenwirtschaftstheorie (z.B. Bowman und Doyle 2003) verwendet. Hierbei werden in dynamischen, stochastischen Allgemeinengleichgewichtsmodellen (*dynamic stochastic general equilibrium, DSGE*) Rigiditäten eingebaut. Diese Rigiditäten verfügen dank des Neu-Keynesianischen Forschungsprogramms über eine entsprechende Mikrofundierung und sind nicht mehr reine Annahmen. Die wohl bekannteste und am häufigsten verwendete Rigidität sind starre Preise, die dann zur Ableitung der Neu-Keynesianischen Phillips-Kurve führen. In der Neu-Keynesianischen Phillips-Kurve hängt die gegenwärtige Inflationsrate von der heutigen Output-Lücke und – im Gegensatz zur alten Phillips-Kurve – von der Erwartung über die zukünftige Inflationsrate ab. Die Abhängigkeit der gegenwärtigen Inflation von der zukünftigen erwarteten Inflationsrate ist ein Ergebnis der Verknüpfung rationaler Erwartungen, die Haushalte und Unternehmen in diesen Modellen bilden, und den rigiden Preisen. Bei flexiblen Preisen würde ein rationales Unternehmen in jeder Periode den gewinnmaximalen Preis setzen können und müsste sich keine Gedanken über die Zukunft machen, da bei einer Änderung der Rahmenbedingung der Preis auch wieder entsprechend angepasst werden könnte. Erst dadurch, dass die Preise nicht jederzeit angepasst werden können, muss sich das Unternehmen Gedanken über die zukünftige Entwicklung machen, um einen Preis zu setzen, der nicht für die gegenwärtige Periode, sondern über mehrere Perioden optimal ist. Der so gesetzte Preis ist dann nicht in jeder einzelnen Periode optimal, sondern über den erwarteten Zeitraum, für den dieser Preis gilt. Hierdurch entsteht eine Abhängigkeit der gegenwärtig gesetzten Preise und damit der gegenwärtigen Inflationsrate von der zukünftigen erwarteten Inflationsrate.

Da rigide Preise somit eine zentrale Rolle für die Neu-Keynesianische Phillips-Kurve spielen, muss die Hypothese empirisch überprüft werden. Dies kann dadurch geschehen, dass die Neu-Keynesianische Phillips-Kurve mit Hilfe geeigneter ökonometrischer Methoden geschätzt wird (z.B. Galí und Gertler 1999, Guay und Pelgrin 2004, Tillmann 2005, Nason und Smith 2005). Die Ergebnisse dieser Untersuchungen sind gemischt. Probleme bereiten vor allen

Dingen das Finden eines geeigneten Proxies für die erwartete Inflationsrate und die Verwendung der korrekten Schätzmethode. Darüber hinaus wäre die Bestätigung, dass die Neu-Keynesianische Phillips-Kurve empirisch relevant ist, keine Bestätigung für das Vorliegen von träger Preisanpassung, da der Zusammenhang von gegenwärtiger Inflation und erwarteter Inflation auch aus anderen theoretischen Überlegungen abgeleitet werden kann. Zur Überprüfung der empirischen Relevanz von Preisrigiditäten taugt die Schätzung der Phillips-Kurve also nur insofern, als dass eine Ablehnung der Phillips-Kurve auch eine Ablehnung der trägen Preise impliziert.

Eine weitere Möglichkeit zur Überprüfung der These der rigiden Preise besteht darin, die Preisanpassung der Unternehmen direkt zu erfassen. Eine Möglichkeit, die von Blinder (1994) genutzt wurde, ist, die Unternehmen direkt nach der Häufigkeit ihrer Preisanpassung zu befragen. Der Nachteil dieser Methode besteht, wie bei allen Befragungen von Betroffenen, darin, dass womöglich Angaben gemacht werden, die mit dem tatsächlichen Verhalten der Befragten nichts zu tun haben. Das Problem dürfte in diesem Zusammenhang eher klein sein, da es aus Sicht der Unternehmen keinen Grund geben dürfte, vorsätzlich falsche Angaben zu machen, wie es z.B. der Fall wäre, wenn nach der Steuerehrlichkeit gefragt würde. Dennoch dürfte es eine gewisse Diskrepanz zwischen Angaben und tatsächlichem Verhalten geben. Genauer sind Untersuchungen, wie die von Cechetti (1986), Carlton (1986) oder Kashyap (1995), die Datensätze mit den tatsächlichen Preisen verwenden. Die Berechnung von Durchschnittszeiten für die Konstanz von Preisen ist allerdings nur ein Hinweis auf die Richtigkeit der These. Auch wenn Preise völlig flexibel sind, können sie über einen längeren Zeitraum hinweg konstant sein, wenn sich an den Rahmenbedingungen nichts verändert hat. Die Theorie träger Preise besagt ja, dass Preise auch dann nicht verändert werden, wenn es eigentlich gewinnmaximierend wäre, dies zu tun.

In zwei Artikeln haben Higson et al. (2002, 2004) die Veränderung der Verteilung der Wachstumsrate der realen Umsätze bei sich änderndem BIP-Wachstum untersucht. Dazu wurden die Bilanzen von britischen und amerikanischen börsennotierten Unternehmen verwendet. Die Untersuchungen ergeben bestimmte Muster für die Entwicklung der höheren Momente der Verteilung. Diese Muster ermöglichen eine alternative Methode zur Überprüfung der These der trägen Preisanpassung. Der reale Umsatz der Unternehmen hängt von der Nachfrage der Haushalte ab. Die Höhe der Nachfrage hängt wiederum vom Preis des Produktes ab. Unterschiedliche Änderungen in den Preisen einzelner Unternehmen aufgrund der trägen Preisanpassung würden zu unterschiedlichen Veränderungen in den realen

Umsätzen führen. Die These der trägen Preise ließe sich durch einen Vergleich der Simulationsergebnisse für den realen Umsatz in einem Neu-Keynesianischen Modell mit den empirischen Ergebnissen für die höheren Momente der Verteilung der Wachstumsraten überprüfen. Hierbei wird nicht nur anhand des tatsächlichen Verhaltens der Unternehmen geprüft, sondern auch anhand einer veränderten Situation für die Unternehmen, da z.B. ein Rückgang der Nachfrage, also sinkender realer Umsatz, eine Veränderung des gewinnmaximalen Preises induziert.

In Kapitel zwei wird ein kurzer Überblick über die Entwicklung der Neu-Keynesianischen Theorie träger Preise und die Einbindung in *DSGE*-Modelle gegeben. Anhand einer vereinfachten Version eines Modells von Woodford (1997) und Rotemberg und Woodford (1998) wird in Kapitel drei die Verteilung der realen Umsatzwachstumsraten simuliert. Das in dieser Arbeit verwendete Modell enthält träge Preisanpassung als einzige Rigidität und auch von autokorrelierten Schocks wird abgesehen. Modelle mit mehreren Quellen für Rigiditäten und autokorrelierten Schocks verfügen über einen höheren Erklärungsgehalt für die tatsächliche konjunkturelle Dynamik und sind für Prognosen oder zur Ableitung von Politikempfehlungen vorzuziehen. Die Vereinfachung soll aber sicherstellen, dass in dem Modell eindeutig die träge Preisanpassung als Ursache für das Ergebnis identifiziert werden kann.

Nachdem in Kapitel drei die theoretischen Ergebnisse abgeleitet wurden, wird in Kapitel vier ein Artikel von Döpke et al. (2005) vorgestellt. Der Artikel führt mit einem deutschen Datensatz die gleiche Untersuchung durch, die Higson et al. (2002, 2004) für britische und amerikanische Datensätze durchführten. Der Vorteil der Untersuchung von Döpke et al. (2005) besteht in der Verwendung eines größeren Datensatzes, der im Durchschnitt 60.000 Firmen umfasst, während die englischen und amerikanischen Datensätze auf maximal 5.000 Firmen kommen. Darüber hinaus enthalten die Datensätze für die USA und Großbritannien im Gegensatz zum deutschen nur Aktiengesellschaften. Higson et al. geben in ihren Artikeln auch einen Erklärungsansatz für bestimmte Muster der höheren Momente, die mit der These der rigiden Preise nicht kompatibel ist. Döpke et al. zeigen, dass diese Erklärung nicht stichhaltig ist. Dies ist Ausgangspunkt für eine Untersuchung der Mobilität innerhalb der Verteilung durch Döpke und Weber (2006), die in Kapitel fünf vorgestellt wird.

In Kapitel sechs werden weitergehende Simulationen des Modells zur Dynamik innerhalb der Verteilung präsentiert und mit den empirischen Ergebnissen aus Kapitel fünf verglichen. Kapitel sieben fasst die Ergebnisse der vorliegenden Arbeit zusammen.

2 Neu-Keynesianische Entwicklungen

2.1 Die Neu-Keynesianische Theorie träger Preise

Im Jahr 1980 schrieb Robert Lucas: „One cannot find good, under-forty economists who identify themselves or their work as ‘Keynesian’. Indeed, people even take offense if referred to as ‘Keynesian’. At research seminars, people don’t take Keynesian theorizing seriously anymore; the audience starts to whisper and giggle to one another.” Die Tatsache, dass Mankiw diese Passage 1992 in einem Artikel mit der Überschrift “The Reincarnation of Keynesian economics“ zitiert, zeigt eindrucksvoll, dass Totgesagte länger leben. Einer der Hauptkritikpunkte der Neo-Klassiker an den Post-Keynesianischen Modellen war, dass rigide Preise und Löhne als ad hoc Annahmen in die Modelle eingeführt wurden (Friedman und Summers 1991, S. X). Da diese Annahme entscheidend für die konjunkturelle Dynamik in den damaligen Modellen war, wurde die Frage aufgeworfen, wie träge Preise und Löhne Ergebnis rationaler Entscheidungen sein könnten, wenn die konjunkturellen Schwankungen negativ für alle Entscheidungsträger sind (Romer 1993, S. 6).

Ausgangspunkt zur Beantwortung dieses Problems war die Theorie der gestaffelten (*staggered*) Preisanpassungen. Die beiden grundlegenden Arbeiten dazu stammen von Fischer (1977) und Taylor (1980). Fischer beschreibt eine Ökonomie, in der langfristige Verträge, in seinem Modell für zwei Perioden, über Löhne abgeschlossen werden. Dadurch, dass die Löhne über mehrere Perioden festgelegt sind, haben Änderungen nominaler Größen, z.B. eine Änderungen der Geldpolitik, Auswirkungen auf die Realwirtschaft. Zusätzlich wird analog zu einem *overlapping generation model* angenommen, dass immer nur ein Teil der Wirtschaftssubjekte in dem Modell einen neuen Vertrag abschließen kann. In Fischers Modell befinden sich in jeder Periode die Hälfte der Wirtschaftssubjekte im ersten Jahr des Vertrags und die andere Hälfte im zweiten Jahr. Das hat zur Folge, dass nominale Änderungen auch tatsächlich in jeder Periode einen realen Effekt haben. Würden alle Subjekte zum gleichen Zeitpunkt neue Verträge schließen, so wären zu diesem Zeitpunkt die Preise flexibel. Dauern die Verträge zwei Perioden, würde eine Periode von komplett inflexiblen Preisen von einer Periode komplett flexibler Preise gefolgt. Durch die Staffelung der Verträge ist die Preisanpassung träge.

In dem Artikel von Taylor (1980) wird das Modell von Fischer dahingehend erweitert, dass bei einem neuen Vertrag auch das zukünftige Verhalten der anderen Wirtschaftssubjekte, die noch keine neuen Verträge schließen, berücksichtigt wird. Kommt es zum Zeitpunkt t zu

einem Schock und ist es optimal die Löhne aufgrund dieses Schocks anzupassen, so ist klar, dass die Wirtschaftssubjekte, die in t keinen neuen Vertrag abschließen, auf diesen Schock in der Zukunft reagieren werden. Die Reaktion hängt aber wiederum davon ab, wie der gegenwärtige Vertrag aussieht. Wäre der optimale Lohn nach dem Schock in t x Einheiten, so hängt die zukünftige Reaktion davon ab, ob der Lohn, der vor t vertraglich geregelt wurde, größer oder kleiner als x ist. Dadurch spielt nicht nur die zukünftige Entwicklung, sondern auch die Vergangenheit eine Rolle. Die Vergangenheitsbezogenheit wird durch die gestaffelten Verträge vergrößert, so dass Verträge aus Perioden noch vor der Periode des am längsten laufenden Vertrags einen Einfluss auf die gegenwärtigen Verträge haben. Dadurch kommt es zu einer höheren, und damit den empirischen Fakten besser entsprechenden, Autokorrelation der Variablen Arbeitslosigkeit und Inflation in dem Modell. Taylor (1980, S. 2) spricht hier von einem *contract multiplier*.

Unter der Annahme, dass keine größeren Sprünge in den relativen Preisen erwünscht sind und eine Anpassung stetig erfolgt, zeigt Blanchard (1983), dass bereits ein kleines Maß an asynchronen Preisen zu erheblicher Preisstarrheit führt. Während in den vorangegangenen Artikeln untersucht wurde, welche Auswirkungen gestaffelte Verträge haben, unter der Annahme, dass diese Stafflung existiert, untersuchen Fethke und Policiano (1984 und 1986) unter welchen Bedingungen uniform gestaffelte Verträge das Ergebnis eines nicht-kooperativen Spiels sind. Ball und Cecchetti (1988) geben eine alternative Erklärung für die gestaffelten Verträge ab. Hier gewinnen die Wirtschaftssubjekte durch die Beobachtung der Vertragsabschlüsse Anderer Informationen, so dass ein Anreiz besteht, den Vertrag möglichst spät abzuschließen. Gestaffelte Verträge sind ein mögliches Gleichgewicht, das sogar wohlfahrtsoptimal sein kann.

Calvo (1983) modifiziert die Theorie gestaffelter Preise, so dass eine Preisanpassung nicht mehr zeitabhängig, sondern stochastisch ist. Dies vereinfacht die Verwendung gestaffelter Preise insbesondere im Rahmen von *DSGE*-Modellen.

Während die Literatur zu den gestaffelten Preisanpassungen die Stafflung und die Auswirkung der Stafflung erklärt, wurde, wie Fischer (1977, S. 194) selbst feststellte, nicht untersucht, warum überhaupt langfristige Verträge abgeschlossen werden. Fischer (1977, S. 194) vermutete, dass Transaktionskosten bei häufigen Preis oder Lohnanpassungen eine Rolle spielen müssten. Mankiw (1985) folgt der Anregung von Fischer und untersucht die Wohlfahrtsverluste, die in einem Monopol durch *menu costs* entstehen. Die *menu costs* entstehen bei einer Änderung der Preise z. B. durch das Drucken neuer Preislisten, aber auch

indirekt durch Verlust der Reputation bei den Käufern. Mankiw zeigt, dass die Wohlfahrtsverluste im Vergleich zur Höhe der *menu costs* bei einem negativen Nachfrageschock sehr groß sind. Bei einem positiven Nachfrageschock sind die Wohlfahrtsverluste kleiner als die *menu costs*. Es können sogar Wohlfahrtsgewinne entstehen. Dies liegt daran, dass in einem Monopol der Preis von vornherein höher, als es gesamtwirtschaftlich optimal ist, gesetzt wird, um den Unternehmensgewinn zu maximieren. In einer Rezession sinkt der gesamtwirtschaftlich optimale Preis. Die Ineffizienz des Monopols wird hier verstärkt, wenn die Menükosten eine Preissenkung verhindern. Im Boom steigt der optimale Preis hingegen. Wird eine Preisanpassung durch die Menükosten verhindert, nähern sich der wohlfahrtsoptimale und der gesetzte Preis an und die Wohlfahrtsverluste verringern sich. Mankiw (1985, S. 536) interpretiert das dahingehend, dass die Preisanpassung in Rezessionen und Booms asymmetrisch verläuft; in Rezessionen kommt es zu einer ineffizienten Unterproduktion, in Boomphasen aber nicht zu einer ineffizienten Überproduktion.

Während Mankiw (1985) auf reale Ursachen, die Menükosten, abstellt, präsentieren Akerlof und Yellen (1985) einen Ansatz, der auf dem Verhalten der Wirtschaftssubjekte beruht. Es wird angenommen, dass ein Teil der betrachteten Wirtschaftssubjekte ihre Preise bzw. Löhne nicht anpassen. Ausgehend von einem langfristigen Gleichgewicht wird die Reaktion auf einen Schock untersucht. Akerlof und Yellen zeigen, dass die aggregierte Auswirkung groß ist, während die Verluste, die bei den nicht optimal reagierenden Wirtschaftssubjekten eintreten, klein sind. Sie bezeichnen dann ein Verhalten, bei dem die Wirtschaftssubjekte nicht optimal reagieren, aber die Verluste des nicht-optimalen Verhaltens gering sind, als *near rational*. Wie bei dem Ansatz von Mankiw (1985) wird in dem Ansatz von Akerlof und Yellen (1985) gezeigt, dass kleine Ursachen auf der Ebene der Individuen große aggregierte Auswirkungen haben können.

Ball und Romer (1990) merken an, dass reale Rigiditäten, wie z. B. Effizienzlöhne oder implizite Verträge, keine Erklärung für die Auswirkung von nominalen Schocks auf reale Variablen liefern. Sie können aber die Effekte von nominalen Rigiditäten verstärken, so dass auch hier gezeigt werden kann, dass kleine nominale Rigiditäten erhebliche gesamtwirtschaftliche Auswirkungen haben können.

Unter dem Begriff Neu-Keynesianische Theorie sind nicht nur Theorien zu nominalen Rigiditäten zusammengefasst, sondern z. B. auch Arbeiten zu Unvollkommenheiten auf dem Kreditmarkt (z. B. Stiglitz und Weiss 1981), Effizienzlohntheorien (z. B. Shapiro und Stiglitz

1984) oder Theorien über Koordinationsversagen (z. B. Diamond 1982 oder Cooper und John 1988). Für die vorliegende Arbeit spielen diese Theorien allerdings keine Rolle, weshalb an dieser Stelle auf eine weitergehende Erörterung verzichtet wird.

2.2 Allgemeine Gleichgewichtsmodelle in der Makroökonomie¹

Prinzipiell lassen sich alle Bausteine der heutigen Neu-Keynesianischen Modelle einzeln ableiten. So zeigt z.B. Rotemberg (1987, S. 93), dass die Neu-Keynesianische Phillips-Kurve aus dem Calvo-Preisanpassungsmechanismus abgeleitet werden kann. Dies führte zu der berechtigten Kritik, dass in der Neu-Keynesianischen Theorie eine Gleichung nach der anderen entwickelt würde, ohne einen gemeinsamen theoretischen Hintergrund (Wallace 2000, S. 933). Der gemeinsame theoretische Rahmen ergab sich aus den *DSGE*-Modellen. Die Verwendung von allgemeinen Gleichgewichtsmodellen geht auf Walras (1874) zurück. In der Makroökonomie wurden allgemeine Gleichgewichtsmodelle von Hicks (1936) in Form des *IS-LM*-Modells noch in statischer Weise verwendet. In Hicks (1939) bahnbrechendem Werk *Value and Capital* wurde dann der Grundstein für die Verwendung von dynamischen allgemeinen Gleichgewichtsmodellen gelegt. Die Berücksichtigung von Unsicherheit, ein wichtiges Element für stochastische Umgebungen, konnte zum ersten Mal durch Arrow und Debreu (1954) realisiert werden. Die Weiterentwicklung der allgemeinen Gleichgewichtsmodelle führte zur Konstruktion von mehrere 100 Gleichungen umfassenden makroökonomischen Modellen, wie z. B. das Federal Reserve Bank-MIT-Penn-Modell für die USA.

Die makroökonomischen Modelle, die in den 60er und 70er Jahren verwendet wurden, verfügten über keine Mikrofundierung, erfüllten somit nur durch Zufall intertemporale Budgetbeschränkungen und behandelten Erwartungen in eher rudimentärer Weise (Chumacero und Schmidt-Hebbel 2005, S. 5). Insbesondere die Wiederentdeckung des Artikels über rationale Erwartungen von Muth (1961) durch Lucas (1972) und Sargent (1973) führte zur sogenannten Lucas-Kritik (Lucas 1976). Diese führte zum Niedergang der alten Makroökonomischen Modelle, da diese einen möglichen *feedback* wirtschaftspolitischer Maßnahmen auf das Verhalten rationaler Wirtschaftssubjekte nicht berücksichtigten. Bei einer entsprechenden Mikrofundierung lassen sich die Zusammenhänge auf die zugrundeliegenden

¹ Für einen guten Überblick über die Entwicklung von Allgemeinen Gleichgewichtsmodellen vgl. Chumacero und Schmidt-Hebbel (2005).

Präferenz- und Technologieparameter runterbrechen. Hierdurch soll die Lucas-Kritik umgangen werden².

Die Anforderungen einer gründlichen Mikrofundierung und die Berücksichtigung von rationalen Erwartungen führte dann zur Entwicklung der *DSGE*-Modelle im Rahmen der *real-business cycle (RBC)* Theorie durch Kydland und Prescott (1982) und Long und Plosser (1983). In diese Klasse von Modellen wurden dann die nominalen und realen Rigiditäten der Neu-Keynesianischen Theorie eingebaut. Rotemberg und Woodford (1995) gehen von steigenden Skalenerträgen und unvollständigem Wettbewerb aus, halten sich aber ansonsten noch stark an den vorgegebenen Rahmen der *RBC*-Literatur. Insbesondere sind technologische Schocks die treibende Kraft der konjunkturellen Schwankungen. Die Lösung des Modells enthält noch keine Phillipskurve. Dies änderte sich mit Woodford (1997). Neben monopolistischer Konkurrenz nach Dixit und Stiglitz (1977), enthält das Modell träge Preisanpassung durch gestaffelte Verträge in Form der Calvo-Preisanpassung. Die Lösung des Modells ergibt eine Neu-Keynesianische Phillipskurve. Woodford analysiert mit diesem Modell die Auswirkung des Stabilitäts- und Wachstumspaktes in der Europäischen Währungsunion. Yun (1996) nutzt ebenfalls den Modellrahmen von Dixit und Stiglitz, sowie Calvo-Preisanpassung in einem *RBC*-Modellrahmen. Yun zeigt, dass Calvo-Preisanpassung die empirisch beobachtete Korrelation zwischen Output und Inflation besser erklärt, als ein Modell mit flexiblen Preisen. Goodfriend und King (1997) geben eine Einführung in die, von ihnen als Neu-Neoklassische Synthese bezeichnete, Modellklasse der *DSGE*-Modelle mit nominalen Preisrigiditäten. Goodfriend und King zeigen, dass langfristig die Neu-Keynesianischen *DSGE*-Modelle über klassische Eigenschaften verfügen, während sie kurzfristig nachfragegetriebene konjunkturelle Schwankungen zulassen, also über keynesianische Elemente verfügen. Die Verbindung von langfristig klassischen mit kurzfristig keynesianischen Elementen war der Kern der von Samuelson vorgeschlagenen Neoklassischen Synthese. Insofern ist der Namensvorschlag von Goodfriend und King

² Ob das tatsächlich der Fall ist, ist fraglich, da auch Präferenzen und Technologien durch entsprechende Politikmaßnahmen beeinflusst werden. Eine komplette Ausschaltung der Beeinflussung ist aufgrund von Interdependenzen wohl niemals zu erreichen. Allerdings muss die Beeinflussung auch nicht komplett ausgeschaltet werden, sondern nur möglichst klein sein (Hartley 1997, S. 37-55). Da die Neu-Keynesianischen Modelle kurzfristige Zusammenhänge untersuchen, kann davon ausgegangen werden, dass die wirtschaftspolitischen Maßnahmen nur einen geringen Einfluss auf die Präferenz- und Technologieparameter haben.

konsequent³. Rotemberg und Woodford (1998) stellen ein Modell analog dem Modell von Woodford (1997) auf, bauen aber ad hoc lags in das Modell ein, um eine bessere Anpassung der theoretischen Impulsantwortfunktionen an die empirischen zu erhalten.

Während in den ersten *DSGE*-Modellen relativ wenige Rigiditäten auftauchten, in erster Linie monopolistischer Wettbewerb und Calvo-Preismechanismen, werden in neueren Neo-Keynesianischen *DSGE*-Modellen viele verschiedene Rigiditäten eingebaut, um eine bessere Anpassung der Modelle an die Daten zu ermöglichen. So verwenden Smets und Wouters (2003, 2004a,b und 2007) *DSGE*-Modelle mit Calvo-Preisanpassung und Calvo-Lohnsetzung zusammen mit der Berücksichtigung von Gewohnheiten im Konsumverhalten (*habit formation*), Anpassungskosten beim Kapitalstock und variablem Auslastungsgrad des Kapitalstocks. Dies führt dazu, dass die aus diesen Modellen abgeleiteten Phillips-Kurven neben der erwarteten Inflationsrate wieder die verzögerte Inflationsrate enthalten. Diese hybriden Phillips-Kurven verfügen über bessere empirische Eigenschaften. Für die isolierte Betrachtung der Auswirkungen von träger Preisanpassung in einem *DSGE*-Modell wird auf diese weiterführenden Modelle verzichtet und stattdessen ein einfaches Modell verwendet.

³ Die Betonung der Geldpolitik und der Regelgebundenheit der Geldpolitik führt dazu, dass von manchen Autoren vorgeschlagen wurde, von neo-monetaristischen Modellen zu sprechen (De Long 2000).

3 Das Neu-Keynesianische Modell

3.1 Darstellung der Haushalte

Das im Folgenden vorgestellte *DSGE*-Modell mit träger Preisanpassung ist eine vereinfachte Version des Modells von Woodford (1997) bzw. Rotemberg und Woodford (1998). Es handelt sich dabei um ein einfaches allgemeines Gleichgewichtsmodell, in dem Rigiditäten im nominalen Preissetzungsverhalten der Unternehmen berücksichtigt werden. Die Preisrigiditäten werden analog dem Calvo-Modell integriert. In dem Modell von Calvo (1983) wird angenommen, dass jedes Unternehmen in jeder Periode mit einer Wahrscheinlichkeit von $1-\alpha$ seinen Preis anpassen kann. Mit der Wahrscheinlichkeit α gilt der Preis der Vorperiode weiter. Im Gegensatz zu dem ursprünglichen Modell von Calvo wird hier ein Modell in diskreter Zeit betrachtet. Vorteil des Calvo Modells ist, dass die Theorien über verzögerte Preisanpassung, die auf Fischer (1977) und Taylor (1980) zurückgehen, im Modell abgebildet werden, die Preisanpassung selbst aber unabhängig von der Vergangenheit ist. In der ursprünglichen Formulierung von Fischer und Taylor hing die Preisanpassung von der verstrichenen Zeit ab, die Vergangenheit spielte hier eine wichtige Rolle. Die Formulierung von Calvo führt so zu einer Vereinfachung der mathematischen Betrachtung (Clarida, Gali und Gertler 1999, S. 1666).

Die Modellökonomie besteht aus einem Kontinuum aus identischen Haushalten, die unendlich lange leben. Jeder dieser Haushalte $j \in [0,1]$ ist monopolistischer Hersteller eines Gutes, wodurch es ebenfalls ein Kontinuum von Gütern gibt. Die Betrachtung der monopolistischen Produzenten geht auf das Modell von Dixit und Stiglitz (1977) zurück.

Jeder Haushalt j maximiert seine Lebenszeitnutzenfunktion über alle Perioden t :

$$E_t \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [u(C_t^j) - v(y_t(j))] \right\} \quad (1)$$

u ist eine konkave und v eine konvexe Nutzenfunktion, deren erste Ableitungen jeweils größer als Null sind, β ist der Diskontierungsfaktor, $y_t(j)$ ist die produzierte Menge des eigenen Produktes und C_t^j ist der Konsumindex des Haushalts j definiert als:

$$C_t^j \equiv \left[\int_0^1 c_t^j(z)^{\frac{\theta-1}{\theta}} dz \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (2)$$

Hier stellt $c_t^j(z)$ den Konsum des Gutes z durch Haushalt j zum Zeitpunkt t dar. $\theta > 1$ ist die Substitutionselastizität zwischen den einzelnen Gütern. Hieraus ergibt sich als Preisindex:

$$P_t \equiv \left[\int_0^1 p_t(z)^{1-\theta} dz \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (3)$$

wobei $p_t(z)$ der Preis des Gutes z zum Zeitpunkt t ist. Der Preisindex ist hier so definiert, dass das Minimum der Ausgaben, die benötigt werden, um einen bestimmten Indexwert \bar{C}_t^j zu konsumieren, durch $P_t \bar{C}_t^j$ gegeben ist.

Die Nebenbedingung bei der Maximierung der Lebenszeitnutzenfunktion (1) für jeden Haushalt stellt die Budgetbeschränkung dar, die für jeden Zeitpunkt t erfüllt sein muss:

$$\int_0^1 p_t(z) c_t^j(z) dz + B_{t+1}^j \leq (1 + i_{t-1}) B_t^j + p_t(j) y_t(j) \quad (4)$$

Auf der linken Seite der Ungleichung steht als erster Term die Ausgaben für alle Konsumgüter des Haushaltes j in der Periode t . Der zweite Term B_{t+1}^j stellt das Vermögen des Haushaltes am Ende der Periode t dar. Auf der rechten Seite der Ungleichung steht das Vermögen des Haushaltes j zum Beginn der Periode t . Dieses Vermögen erbringt am Ende der Periode $t-1$ einen Zinsertrag in Höhe von $i_{t-1} B_t^j$, der dem Haushalt am Anfang der Periode t zur Verfügung steht. Hierbei ist i_t der Nominalzins. Der letzte Term stellt die Einnahmen des Haushaltes j aus der Produktion des Gutes j dar.

Durch Minimierung der Ausgaben $\int_0^1 p_t(z) c_t^j(z) dz$ unter Berücksichtigung der Nebenbedingung, dass der Konsumindex (2) ein gegebenes Konsumniveau erreichen soll, ergibt sich für jede Periode t die Dixit-Stiglitz-Nachfragefunktion für jedes einzelne Gut z :

$$c_t^j(z) = C_t^j \left(\frac{p_t(z)}{P_t} \right)^{-\theta} \quad (5)$$

Zur Bestimmung des Konsumniveaus C_t^j für jede einzelne Periode t wird die intertemporale Nutzenfunktion (1) unter der Nebenbedingung der intertemporalen Budgetbeschränkung, die sich aus (4) ergibt:

$$\sum_{t=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+i_t} \right)^t P_t C_t^j \leq B_t^j + \sum_{t=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+i_t} \right)^t P_t(j) y_t(j) \quad (6)$$

maximiert. Als Lösung des Optimierungsproblems ergibt sich die bekannte Eulergleichung:

$$\beta \frac{u'(C_{t+1}^j)}{u'(C_t^j)} = \frac{1}{1+i_t} \frac{P_{t+1}}{P_t} \quad (7)$$

Nimmt man an, dass ein vollkommener Kapitalmarkt existiert und die Haushalte alle identisch hinsichtlich ihrer Nutzenfunktion und ihres Anfangsvermögens sind, so gilt die Gleichung (7) nicht nur für einen einzelnen Haushalt, sondern auch für die gesamte Ökonomie. Da die Haushalte prinzipiell identisch sind, würden sie in einer friktionslosen Ökonomie für alle Variablen C_t^j , etc. identische Werte wählen. Durch die träge Preisanpassung unterscheiden sich aber die Einkommen der einzelnen Haushalte im Zeitablauf. Die Haushalte können sich nun über den vollkommenen Kapitalmarkt gegen diese Schwankungen versichern, so dass auch in der Ökonomie mit Rigiditäten der Pfad aller Variablen für alle Haushalte gleich ist. Der Index j kann also hier und auch im folgenden weggelassen werden (Woodford 1997).

Abgesehen von dem Zinssatz i_t , der von der Zentralbank durch eine Zinsregel festgelegt wird, ist durch (5) und (7) die Nachfrageseite der Modellökonomie erklärt. Auf der Angebotsseite der Ökonomie muss die träge Preisanpassung berücksichtigt werden. In jeder Periode beträgt die Wahrscheinlichkeit, dass ein Haushalt seinen Preis anpassen kann, $1-\alpha$. Kann der Haushalt am Anfang der Periode t seinen Preis setzen, so gilt dieser Preis in t , mit Wahrscheinlichkeit α in $t+1$, mit Wahrscheinlichkeit α^2 in Periode $t+2$ und so weiter. Der Haushalt j setzt nun den Preis für das Gut so, dass der Nutzen aus dem Gegenwartswert der zukünftigen Einnahmen abzüglich des Nutzenverlusts, der aus der aufgewendeten Arbeit zur Produktion des Gutes besteht, maximiert wird:

$$\sum_{k=0}^{\infty} \alpha^k \left\{ \Lambda_t E_t \left[\left(\frac{1}{1+i_t} \right)^k P_t(j) y_{t+k}(j) \right] - \beta^k E_t [v(y_{t+k}(j))] \right\} \quad (8)$$

Der Ausdruck Λ_t ist dabei der Grenznutzen, der dem Haushalt aus einer zusätzlichen Einheit nominalen Einkommens zum Zeitpunkt t entsteht. Da der Erlös für das Gut j nur einen infinitesimalen Beitrag in der intertemporalen Budgetrestriktion (6) des Haushaltes hat, kann der Grenznutzen für die folgende Analyse als konstant betrachtet werden und fällt weg

(Woodford 1997). Die Nachfragefunktion für das Gut $y_t(j)$ ist gegeben durch (5) und ist abhängig vom Preis $p_t(j)$. Ableitung nach $p_t(j)$ ergibt als Bedingung erster Ordnung für den optimalen Preis $p_t^*(j)$:

$$\sum_{k=0}^{\infty} \alpha^k E_t \left\{ \left(\frac{1}{1+i_t} \right)^k C_{t+k} \left(\frac{p_t^*(j)}{P_{t+k}} \right)^{-\theta} [p_t^*(j) - \mu S_{t+k,t}] \right\} = 0 \quad (9)$$

wobei $\mu \equiv \frac{\theta}{\theta-1} > 1$ gilt. μ ist damit der Faktor, um den der Preis die Grenzkosten $S_{t+k,t}$ übersteigt. Der Faktor ist also Ausdruck der Monopolmacht der Haushalte. Die Grenzkosten $S_{t+k,t}$ sind die Kosten der Produktion zum Zeitpunkt $t+k$, wenn der Preis des Gutes zum Zeitpunkt t gesetzt wurde:

$$S_{t+k,t} = \frac{v' \left(C_t \left(\frac{p_t^*(j)}{P_{t+k}} \right)^{-\theta} \right)}{u'(C_{t+k})} P_{t+k} \quad (10)$$

Gleichung (10) ergibt sich unter Verwendung der Optimalitätsbedingung für den intertemporalen Konsum unter Berücksichtigung der Konstanz von Λ_t . Zu beachten ist, dass (5) in den obigen Gleichungen ohne Index j verwendet wurde, da für die Bestimmung der Nachfrage nach Gut j die gesamtwirtschaftliche Nachfrage relevant ist.

Aus beiden Gleichungen ergibt sich, dass der optimale Preis, der in Periode t gesetzt wird, ein gewichtetes Mittel aus den Erwartungen über den zukünftigen Zustand der Wirtschaft, genauer der zukünftigen Nachfrage C_{t+k} und dem Preisniveau P_{t+k} , darstellt. Da alle Haushalte, die zum Zeitpunkt t ihren Preis setzen können, den gleichen Preis wählen, folgt mit (3), dass der Preisindex P_t^* für alle Preise, die in t verändert wurden, gleich $p_t^*(j)$ ist. Ebenfalls aus (3) ergibt sich damit der Preisindex für die gesamte Ökonomie als:

$$P_t = \left[\alpha P_{t-1}^{1-\theta} + (1-\alpha) P_t^{*1-\theta} \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (11)$$

also als mit den Wahrscheinlichkeiten gewichtetes Mittel des Preisniveaus der vorigen Periode und dem Preisindex für die Preisänderungen der gegenwärtigen Periode.

Die Gleichungen (9), (10) und (11) beschreiben die Angebotsseite der Ökonomie. Als letzter Baustein des Modells fehlt die Zinsregel der Zentralbank, damit die Nachfrageseite geschlossen ist. Im folgenden Abschnitt sollen aber erst die Angebots- und Nachfrageseite

log-linearisiert werden, da diese Form der Darstellung zur Simulation des Modells benötigt wird. Die Zinsregel der Zentralbank wird in dem dann folgenden Abschnitt schon in der Form angegeben, die für die Modellsimulation notwendig ist.

3.2 Log-Linearisierung des Modells

Zur Log-Linearisierung von Gleichung (7) wird als Nutzenfunktion $u(C_t)$ eine iso-elastische Nutzenfunktion unterstellt:

$$u(C_t) = \frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} \quad (12)$$

wobei $\sigma > 0$ angenommen wird. Aus der Form der Nutzenfunktion folgt, dass die (konstante) intertemporale Substitutionselastizität gleich $1/\sigma$ ist.

Mit (12) ergibt sich aus (7) in logarithmierter Form approximativ:

$$\ln C_t = -\ln \beta + E_t \ln C_{t+1} - \frac{1}{\sigma} (i_t - E_t \pi_{t+1}) \quad (13)$$

wobei π die Inflationsrate darstellt. Da es sich bei dem vorliegenden Modell um eine geschlossene Volkswirtschaft ohne Staat und ohne Kapitalakkumulation handelt, gilt, dass die Konsumnachfrage gleich der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage ist (Rotemberg und Woodford 1998). C_t in (13) kann also durch Y_t für das BIP ersetzt werden:

$$\ln Y_t = -\ln \beta + E_t \ln Y_{t+1} - \frac{1}{\sigma} (i_t - E_t \pi_{t+1}) \quad (14)$$

Gleichung (14) stellt eine *forward-looking IS-Kurve* dar (King 2000, S. 50). Der Klammerausdruck auf der rechten Seite der Gleichung ist gemäß der Fisher-Gleichung der Realzins. Somit hängt die gegenwärtige Nachfrage, wie in der klassischen *IS-Kurve*, negativ vom Realzins ab. Der erste Term auf der rechten Seite stellt die Neuerung gegenüber der klassischen *IS-Kurve* dar, da die Nachfrage von dem erwarteten zukünftigen Einkommen abhängt und nicht vom gegenwärtigen Einkommen. Zieht man von (14) die gleichgewichtigen Werte ab, so ergibt sich:

$$\hat{Y}_t = E_t \hat{Y}_{t+1} - \frac{1}{\sigma} (i_t - E_t \pi_{t+1} - r) \quad (15)$$

wobei Werte, die mit einem Dach gekennzeichnet sind, prozentuale Abweichungen vom Gleichgewicht und r den gleichgewichtigen Realzins angibt.

Für die Log-Linearisierung der Gleichungen (9), (10) und (11) ergeben sich analog:

$$\hat{P}_t^* = (1 - \alpha\beta) \sum_{k=0}^{\infty} (\alpha\beta)^k E_t \left[\hat{s}_{t+k,t} + \sum_{s=t+1}^{t+k} \hat{\pi}_s \right] \quad (16)$$

$$\hat{s}_{t+k,t} = (\omega^{-1} + \sigma) \hat{Y}_t - \theta / \omega \left[\hat{P}_t^* - \sum_{s=t+1}^{t+k} \hat{\pi}_s \right] \quad (17)$$

und

$$\hat{\pi}_t = \frac{1 - \alpha}{\alpha} \hat{P}_t^* \quad (18)$$

wobei $\omega \equiv \frac{v'(Y)}{v''(Y)Y}$ gesetzt wurde. Y ohne Zeitindex gibt dabei den gleichgewichtigen Wert an.

\hat{P}_t^* gibt die prozentuale Abweichung von P_t^* / P_t vom gleichgewichtigen Wert an. Der gleichgewichtige Wert beträgt hierbei genau eins, da im Gleichgewicht der optimale Preis konstant ist und somit der Preisindex der optimalen Preise, dem gesamten Preisindex entspricht. In gleicher Weise gilt für $\hat{s}_{t+k,t}$, dass es sich um die prozentuale Abweichung von $S_{t+k,t} / P_t$ vom gleichgewichtigen Wert handelt.

Einsetzen von (17) in (16) und Umstellung der Gleichung ergibt:

$$\hat{P}_t^* = \frac{\kappa\alpha}{1 - \alpha} \sum_{k=0}^{\infty} (\alpha\beta)^k E_t \hat{Y}_{t+k} + \sum_{k=1}^{\infty} (\alpha\beta)^k E_t \hat{\pi}_{t+k} \quad (19)$$

mit

$$\kappa \equiv \frac{(1 - \alpha)(1 - \alpha\beta)}{\alpha} \frac{\omega + \sigma^{-1}}{\sigma^{-1}(\omega + \theta)} \quad (20)$$

Gleichung (19) besagt, dass die Abweichung des optimalen relativen Preises (P_t^* / P_t) von seinem gleichgewichtigen Wert abhängt von den gewichteten Erwartungen über die zukünftige Output-Gap (\hat{Y}_{t+k}) und der zukünftigen erwarteten Abweichung der Inflation von ihrem Gleichgewicht ($\hat{\pi}_{t+k}$). Mit Hilfe von Gleichung (19) kann der optimale Preis für jedes einzelne Unternehmen bestimmt werden. Eingesetzt in Gleichung (5) ergibt das den Output für jedes Unternehmen.

(19) kann auch dargestellt werden als:

$$\hat{P}_t^* = \alpha\beta E_t \hat{P}_{t+1}^* + \frac{\kappa\alpha}{1-\alpha} \hat{Y}_t + \alpha\beta E_t \hat{\pi}_{t+1} \quad (21)$$

Daraus ergibt sich mit Gleichung (18):

$$\hat{\pi}_t = \beta E_t \hat{\pi}_{t+1} + \kappa \hat{Y}_t \quad (22)$$

die Neu-Keynesianische Phillips-Kurve. Die Abweichung der Inflation vom Gleichgewicht hängt ab von der Output-Gap und der erwarteten zukünftigen Inflation.

3.3 Verhalten der Zentralbank

Prinzipiell lässt sich das Verhalten der Zentralbank aus der Minimierung einer quadratischen Verlustfunktion des Typs:

$$L = \frac{1}{2} E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left[\alpha \hat{Y}_{t+i}^2 + \pi_{t+i}^2 \right] \right\} \quad (23)$$

unter Berücksichtigung von (15) und (22) ableiten. Dabei zeigen Woodford (1999) und Rotemberg und Woodford (1999), dass die Verlustfunktion als Approximation aus einer Wohlfahrtsfunktion abgeleitet, also letztendlich die Funktion auch im Rahmen eines generellen Gleichgewichtsmodells behandelt werden kann. Für die Ableitung der Zinsregel der Zentralbank spielen dann verschiedene Annahmen über das Verhalten der Zentralbank, aber auch über die zugrundeliegende Nutzenfunktion der Haushalte eine Rolle. Ein wichtiger Einflussfaktor wäre z.B., ob die Zentralbank diskretionäre oder Regel-gebundene Geldpolitik betreibt (vgl. z.B. Clarida, Galí und Gertler 1999). Da bei der vorliegenden Untersuchung nicht das Verhalten der Zentralbank im Vordergrund steht, sondern das Verhalten von einzelnen Unternehmen während des Konjunkturzyklus, kann auf eine tiefere modelltheoretische Untersuchung der Geldpolitik verzichtet werden. Im Folgenden soll eine Zinsregel für die Zentralbank unterstellt werden, die sich empirisch bewährt hat.

Die wohl bekannteste Zinsregel ist die Taylor-Regel (1993). Taylor zeigt, dass eine einfache Gleichung des Typs:

$$i_t = b_{\hat{Y}} \hat{Y}_t + b_{\pi} \pi_t \quad (24)$$

die Zinspolitik der amerikanischen Zentralbank überraschend gut beschreibt. Zinsregeln im Geiste der Regel (24) lassen sich approximativ aus der Verlustfunktion (23) ableiten und sind demnach theoretisch fundiert (vgl. z.B. Svensson 1996, 1997; Bernanke und Woodford 1997 oder Ball 1999). Die Werte, die Taylor für die Parameter angibt, sind 0,5 für $b_{\hat{Y}}$ und 1,5 für

b_π . In neueren Papern wird allerdings eine kompliziertere Form der Zinsregel verwendet. Insbesondere wurde berücksichtigt, dass der von der Zentralbank gesetzte Zins empirisch sehr viel träger ist, als z.B. die aus den Modellen abgeleitete optimale Zinsregel impliziert (Rotemberg und Woodford 1998). Gründe für dieses als *interest rate smoothing* bezeichnete Verhalten der Zentralbank können unter anderem das vorausschauende Verhalten der Marktteilnehmer (vgl. z.B. Williams 2003), Messfehler bei wichtigen makroökonomischen Größen (vgl. z. B. Orphanides 2003) oder auch Unsicherheit über die strukturellen Parameter (vgl. z. B. Söderström 1999 oder Wieland 2000) sein. Goodfriend (1991) zeigt, dass eine volatile Geldpolitik zu Instabilität an den Finanzmärkten führen kann.

Berücksichtigt man *interest rate smoothing* in der Zinsregel, so ergibt sich:

$$i_t = (1 - \rho)(\gamma + b_{\hat{Y}}\hat{Y}_t + b_\pi\pi_t) + \rho i_{t-1} \quad (25)$$

γ steht dabei für den gleichgewichtigen Zinssatz und ρ ist der Parameter, der angibt, wie stark das *interest rate smoothing* betrieben wird (Clarida, Galí und Gertler 1999, S. 1687). Svensson (1997) zeigt, dass (25) auch als optimale Regel aus einer quadratischen Verlustfunktion, ähnlich der Funktion (23) abgeleitet werden kann, wenn sie die Lücke zwischen aktuellem und verzögertem Zinssatz beinhaltet⁴.

Neuere Untersuchungen berücksichtigen nicht mehr die gegenwärtige Output-Lücke oder die gegenwärtige Differenz zwischen Inflationsrate und Zielinflationsrate, sondern die Erwartungen über die zukünftige Output-Lücke und die zukünftige Differenz zwischen Inflationsrate und Zielinflation (vgl. z. B. Clarida, Galí und Gertler 2000):

$$i_t = (1 - \rho)(\gamma + b_{\hat{Y}}E_t\hat{Y}_{t+1} + b_\pi E_t\pi_{t+1}) + \rho i_{t-1} \quad (26)$$

Diese Erweiterung ist durch die Gleichungen (15) und (22) implizit in (25) berücksichtigt. Die gegenwärtige Output-Lücke hängt über (15) sowohl von der erwarteten zukünftigen Output-Lücke als auch von der erwarteten zukünftigen Inflation ab. Über (22) erfolgt die

⁴ Gerberding, Seitz und Worms (2007) zeigen, dass aus einer Politik der Geldmengensteuerung eine entsprechende Zinsregel abgeleitet werden kann. Allerdings berücksichtigt die Zentralbank dann nicht mehr die Output-Lücke, sondern die Abweichung des Output-Wachstums vom Wachstum des Produktionspotentials. Interessanterweise impliziert die Ableitung der Zinsregel aus einer Geldmengensteuerung, dass automatisch *interest rate smoothing* stattfindet (Gerberding, Seitz und Worms 2007, S. 7).

Verknüpfung von gegenwärtiger Inflationsrate mit zukünftiger erwarteter Inflationsrate. Setze man (15) und (22) in (25) ein, ergäbe sich:

$$i_t = \frac{\left[(1-\rho) \left(\gamma + \{b_{\hat{Y}} + b_{\pi} \kappa\} E_t \hat{Y}_{t+1} + \frac{b_{\pi} \beta \sigma + b_{\pi} \kappa + b_{\hat{Y}}}{\sigma} (E_t \pi_{t+1} + r) \right) + \rho i_{t-1} \right]}{1 + \frac{1-\rho}{\sigma} b_{\hat{Y}} + \frac{(1-\rho) \kappa}{\sigma} b_{\pi}} \quad (27)$$

Die Gleichung (25) hat gegenüber (26) den Vorteil, dass nur die Zeitpunkte t und $t-1$ berücksichtigt werden. In Gleichung (26) müsste zusätzlich $t+1$ einbezogen werden. Da Lösungsalgorithmen für lineare Differenzgleichungssysteme mit rationalen Erwartungen nur für die 1. Ordnung verfügbar sind, müsste (26) somit ohnehin in (25) transformiert werden, so dass im Folgenden zur Vereinfachung (25) verwendet wird.

Mit der Spezifizierung der Zinsregel ist das Modell geschlossen und repräsentiert mit seinen drei Gleichungen (15), (22) und (25) den grundlegenden Rahmen für moderne monetäre Analysen (McCallum 2001).

3.4 Lösungsansatz für das lineare Gleichungssystem

Die drei Gleichungen ergeben umgestellt ein lineares Gleichungssystem der Form:

$$\begin{aligned} E_t \hat{Y}_{t+1} + \frac{1}{\sigma} E_t \pi_{t+1} - \frac{1}{\sigma} i_t &= \hat{Y}_t - \varepsilon_t \\ \beta E_t \pi_{t+1} &= \pi_t - \kappa \hat{Y}_t - \chi_t \\ i_t &= (1-\rho) (b_{\hat{Y}} \hat{Y}_t + b_{\pi} \pi_t) + \rho i_{t-1} + \eta_t \end{aligned} \quad (28)$$

Zur Vereinfachung wurde der gleichgewichtige Realzins r auf Null gesetzt. Zusammen mit der Zielinflationsrate von Null ergibt das einen gleichgewichtigen Nominalzins γ in Gleichung (25) von ebenfalls Null. Diese Normierung hat keinen Einfluss auf das Ergebnis, bewirkt aber, dass aus den Gleichungen (15) und (25) die Konstanten verschwinden, wodurch die Lösung und Simulation des Gleichungssystems (28) erleichtert wird. Bei ε_t , χ_t und η_t handelt es sich um normalverteilte, unabhängige Störterme mit Erwartungswert Null und zeitinvarianter Standardabweichung. Das negative Vorzeichen von ε_t und χ_t resultiert daher, dass die Störterme additiv mit der ursprünglichen Form der Gleichungen verknüpft sind. Da ε_t additiv mit der IS-Kurve verknüpft ist, kann er als Nachfrageschock interpretiert werden. χ_t ist der Schock an der Neu-Keynesianischen Phillips-Kurve, steht also für einen

Angebotsschock, während η_t durch die Verknüpfung mit der Zinsregel für einen geldpolitischen Schock steht.

In Matrixschreibweise lautet das System (28):

$$AE_t x_{t+1} = Bx_t + CE_t v_t \quad (29)$$

Dabei gilt:

$$x_t = \begin{bmatrix} \hat{Y}_t \\ \pi_t \\ i_{t-1} \end{bmatrix}, \quad v_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \chi_t \\ \eta_t \end{bmatrix}, \quad A = \begin{bmatrix} 1 & 1/\sigma & -1/\sigma \\ 0 & \beta & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}, \quad B = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ -\kappa & 1 & 0 \\ (1-\rho)b_{\hat{y}} & (1-\rho)b_{\pi} & \rho \end{bmatrix} \quad \text{und}$$

$$C = \begin{bmatrix} -1 & 0 & 0 \\ 0 & -1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}.$$

Blanchard und Kahn (1980) zeigen, dass, wenn A nicht-singulär ist, eine eindeutige und stabile Lösung für das System existiert, wenn die Anzahl der Eigenwerte des Gleichungssystems gleich der Anzahl der vorherbestimmten Variablen ist. King und Watson (1998) verallgemeinern den Lösungsansatz von Blanchard und Kahn, so dass anstelle der Nicht-Singularität von A die Bedingung $|Az - B| \neq 0$ erfüllt sein muss. Für $\beta \neq 0$ ist die Matrix A nicht-singulär, so dass das Resultat von King und Watson nicht unmittelbar relevant ist, allerdings präsentieren sie auf Grundlage des Papers von 1998 in King und Watson (2002) einen Lösungsalgorithmus, der für das vorliegende Problem verwendet wurde.

Bei einem einfachen Differenzgleichungssystem, also ohne Schocks und damit auch ohne rationale Erwartungen, ist die Lösung recht einfach. Da aber das Prinzip das gleiche ist, wie bei der komplizierteren Variante mit rationalen Erwartungen, soll es hier kurz vorgestellt werden.

Ausgangspunkt ist ein homogenes Differenzgleichungssystem 1. Ordnung:

$$x_{t+1} = Ax_t \quad (30)$$

Mit x_t als $n \times 1$ Vektor und A als $n \times n$ Matrix der Parameter.

Die Schwierigkeit bei der Bestimmung der Lösung besteht darin, dass die einzelnen Differenzgleichungen interdependent sind. Der Lösungsansatz sieht vor, dass das System so transformiert wird, dass diese Interdependenzen nicht mehr bestehen. Man hat es dann nur

noch mit n verschiedenen einfachen Differenzgleichungen zu tun, die einzeln gelöst werden können. Dazu muss das System diagonalisiert werden, d.h. es wird so transformiert, dass die Matrix A nur noch auf der Hauptdiagonalen von Null verschiedene Elemente besitzt.

Dazu müssen die charakteristischen Wurzeln oder Eigenwerte λ der Matrix A berechnet werden. Die Eigenwerte sind die Lösungen der Gleichung:

$$|A - \lambda I| = 0 \quad (31)$$

wobei I die $n \times n$ Einheitsmatrix ist. Für jede Einheitswurzel λ_i existiert ein $n \times 1$ Einheitsvektor p_i , der sich als Lösung von

$$Ap_i = p_i \lambda_i \quad (32)$$

ergibt. Die n Einheitsvektoren können nun in einer Matrix P mit der Dimension $n \times n$ angeordnet werden. Die Matrix P hat die Eigenschaft

$$P^{-1}AP = \Lambda \quad (33)$$

Hier ist Λ eine $n \times n$ Matrix mit den n Eigenwerten auf der Hauptdiagonalen und Null sonst. Somit kann (30) umgeformt werden zu:

$$P^{-1}x_{t+1} = P^{-1}APP^{-1}x_t \quad (34)$$

bzw. mit $u_t = P^{-1}x_t$:

$$u_{t+1} = \Lambda u_t \quad (35)$$

Das System kann nun anhand der einzelnen nun nicht mehr interdependenten Differenzgleichungen gelöst werden. Durch Rücktransformation, in dem die Lösung mit P multipliziert wird, erhält man die Lösung für (30).

Die Lösung für eine einfache Differenzgleichung $x_t = ax_{t-1}$ durch Rückwärtsiteration nimmt dann folgende allgemeine Form an:

$$x_t = a^t x_0 \quad (36)$$

Die Lösung konvergiert genau dann gegen einen Wert (in diesem einfachen Beispiel Null), wenn $|a| < 1$ erfüllt ist. Da in (35) der Parameter a gleich dem Eigenwert ist, spricht man von einem stabilen Eigenwert, wenn der Eigenwert innerhalb des Einheitskreises liegt.

Bei rationalen Erwartungen ist die Lösung schwieriger. In dem bekannten Artikel von Muth (1961), in dem die Verwendung von rationalen Erwartungen das erste Mal vorgeschlagen wurde, taucht das Problem allerdings noch nicht auf. Muth führte in einem Cob-Webb-Modell rationale Erwartungen über den gegenwärtigen Preis ein. Dadurch wurden die Schweinezyklen, die in dem Modell mit adaptiven Erwartungen auftauchten, vermieden und es kam zu einer eindeutigen Lösung. Dies ist nicht notwendigerweise der Fall, wenn die rationalen Erwartungen sich auf zukünftige Perioden beziehen (Shiller 1978).

Hat man es mit einer Differenzgleichung des Typs $E_t x_{t+1} = ax_t$, wie in dem Gleichungssystem (28) zu tun, so ergibt sich die Lösung durch Vorwärtsiteration als:

$$x_t = \left(\frac{1}{a}\right)^n E_t x_{t+n} \quad (37)$$

Dieser Wert hat genau dann eine Lösung, wenn $|a| > 1$ erfüllt ist. Die Lösung für Differenzgleichungen, die rationale Erwartungen über zukünftige Variablen haben, müssen also über instabile Eigenwerte verfügen. Dies ist genau die Bedingung, die Blanchard und Kahn (1980, S. 1308) für die Eindeutigkeit der Lösung von (28) aufgestellt haben.

Die Gleichung (29) lässt sich aufteilen in einen Vektor vorherbestimmter Variablen v_t und einen weiteren Vektor w_t , der die Variablen mit rationalen Erwartungen über zukünftige Werte enthält. Das Gleichungssystem sieht dann wie folgt aus:

$$\begin{bmatrix} v_{t+1} \\ E_t w_{t+1} \end{bmatrix} = A \begin{bmatrix} v_t \\ w_t \end{bmatrix} \quad (38)$$

Zur Lösung des Problems überführen Blanchard und Kahn (1980) A in die Jordan'sche kanonische Form:

$$A = C^{-1} J C \quad (39)$$

Hierbei sind die diagonalen Elemente der Matrix J die aufsteigend angeordneten absoluten Eigenwerte der Matrix A . Zusätzlich wird J weiter aufgeteilt in:

$$J = \begin{bmatrix} J_1 & 0 \\ 0 & J_2 \end{bmatrix} \quad (40)$$

die Matrix J_1 enthält die absoluten Eigenwerte, die innerhalb des Einheitskreises liegen, während die Matrix J_2 die Eigenwerte außerhalb des Einheitskreises beinhaltet. Die Matrix C

wird entsprechend aufgeteilt. Mit Hilfe der Jordan'schen kanonischen Form können dann die unterschiedlichen Lösungen für die vorherbestimmten Variablen bzw. die Variablen mit Erwartungswerten bestimmt werden. Die Formeln für die Lösungen sind relativ kompliziert und können bei Blanchard und Kahn (1980, S. 1308) nachgelesen werden.

Auf Grund der Komplexität des Lösungsansatzes von Blanchard und Kahn schlagen King und Watson (2002) eine Vereinfachung der Berechnung vor, die besonders für größere Systeme eine deutliche Reduzierung des Rechenaufwands bewirken. Hierbei wird das dynamische System (29) aufgeteilt in zwei Variablen. Die dynamische Variable d_t entwickelt sich im Zeitverlauf wie folgt:

$$E_t d_{t+1} = W d_t + \Psi_d E_t v_t \quad (41)$$

Die anderen Variablen f_t entwickeln sich dann gemäß der Gleichung:

$$f_t = -K d_t - \Psi_f E_t v_t \quad (42)$$

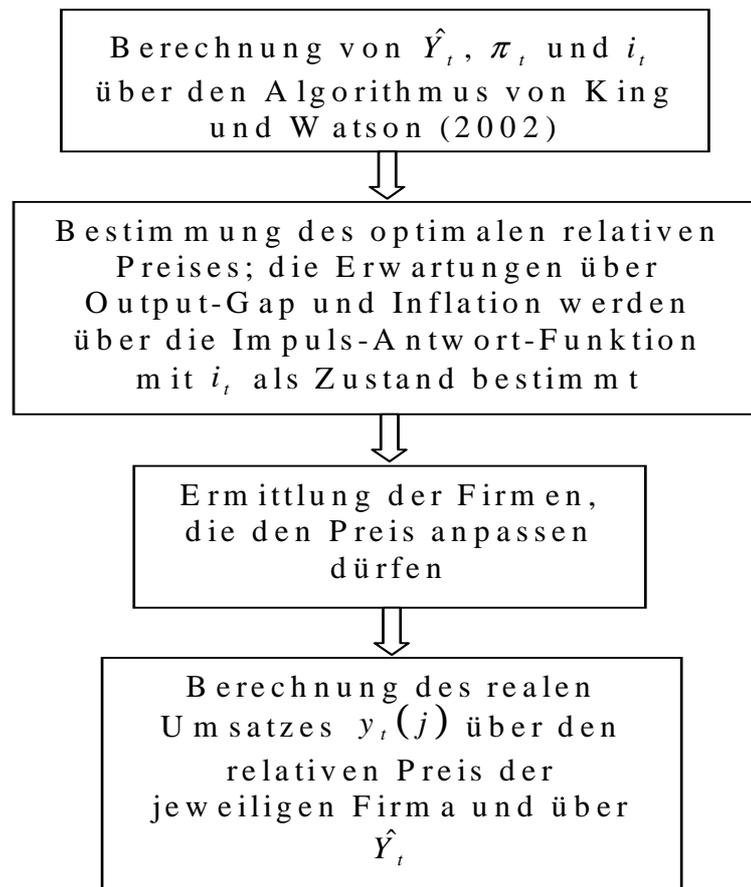
King und Watson zeigen, dass, wenn die Blanchard-Kahn Bedingungen für die Lösbarkeit und Eindeutigkeit von (29) erfüllt sind, das System (29) in das System (41) und (42) überführt werden kann und die gleiche Lösung liefert, wie die Blanchard-Kahn Lösung für das Ursprungssystem.

Der Algorithmus von King und Watson (2002) sieht dann als ersten Schritt vor, Zeilen mit Nullen in der Matrix A des Gleichungssystems (29) zu finden bzw. durch geeignete Transformationen zu erzeugen. Die Zeilen mit Nullen in A stellen dann Identitätsgleichungen dar, die Variablen zum Zeitpunkt t miteinander verknüpfen. Diese Gleichungen sind dann das System (42) (King und Watson 2002, S. 66). Das vereinfachte Gleichungssystem (41) kann dann mit Hilfe der Blanchard-Kahn Methodik gelöst werden (King und Watson 2002, S. 72).

Mit der Lösung für das Gleichungssystem (29) kann die Ökonomie für n Perioden simuliert werden. Man erhält für jeden Zeitpunkt t die Werte für \hat{Y}_t , π_t und i_t . Um das Verhalten der einzelnen Unternehmen j hinsichtlich des realen Umsatzes zum Zeitpunkt t , also der Variablen $y_t(j)$, zu untersuchen, muss die Entwicklung der Gesamtwirtschaft auf die Unternehmen „runter gerechnet“ werden. Dies geschieht über Gleichung (19). Hier wird der optimale relative Preis des Unternehmens j zum Zeitpunkt t als Abweichung vom gleichgewichtigen relativen Preis berechnet. Aus Vereinfachungsgründen wird der gleichgewichtige Preis auf eins normiert. Zur Berechnung des optimalen Preises für das

Unternehmen müssen die Erwartungen über die zukünftige Output-Gap und die zukünftige Inflationsrate für das Unternehmen bestimmt werden. Da die Unternehmen rationale Erwartungen bilden, entsprechen ihre Erwartungen der tatsächlichen Entwicklung des Modells, wenn keine weiteren zukünftigen Schocks auftreten.

Abbildung 1: Berechnung des Umsatzes; Quelle: Eigene Darstellung.



Die zukünftige Entwicklung des Modells ohne weitere Schocks ergibt sich aus der Berechnung der Impuls-Antwort-Funktion für die Variablen Output-Lücke und Inflation. Dabei muss allerdings berücksichtigt werden, dass sich das Modell zum Zeitpunkt t aller Voraussicht nach nicht im Gleichgewicht befindet, da die Realisationen von \hat{Y}_t , π_t und i_t das Ergebnis eines Zufallsprozesses sind. Deshalb muss bei der Berechnung der Impuls-Antwort-Funktion der Zustand der Modellökonomie berücksichtigt werden. Dies geschieht durch die Einbeziehung des jeweiligen Wertes der Zustandsvariable. Dies ist in dem vorliegenden Modell der Zinssatz, dessen Wert zum Zeitpunkt t durch die Simulation bekannt ist.

Ist der optimale relative Preis zum Zeitpunkt t berechnet, so muss für jedes Unternehmen überprüft werden, ob es den Preis anpassen darf. Dazu wird für jedes Unternehmen eine

Sequenz der Länge n , also der Länge der Simulation entsprechend, von Realisationen q_t einer stetigen gleichverteilten Zufallsvariablen $Q_t \sim U(0,1)$ erzeugt. Zu jedem Zeitpunkt t gilt dann:

$$\frac{p_t(j)}{P_t} = \begin{cases} \hat{P}_t^* + 1 & \text{für } q_t \leq 1 - \alpha \\ \frac{p_{t-1}(j)}{P_t} & \text{für } q_t > 1 - \alpha \end{cases} \quad (43)$$

Die Addition von eins im oberen Teil der offenen Klammer resultiert aus der Normierung des gleichgewichtigen relativen Preises auf eben eins.

Nach Berechnung des relativen Preises für jedes Unternehmen j , kann mit der Nachfragefunktion (5) der reale Umsatz $y_t(j)$ berechnet werden. Dabei ist zu berücksichtigen, dass durch die Vernachlässigung des Staates und der Investitionstätigkeit der Unternehmen sowie durch die Annahme einer geschlossenen Volkswirtschaft der Konsumindex C_t gleich dem Output Y_t ist. Durch die Simulation von (28) erhält man die Output-Gap \hat{Y}_t . Normiert man nun den gleichgewichtigen Output zur Vereinfachung auf eins, so kann man aus den Werten der Simulation den Output und damit auch den realen Umsatz jedes Unternehmens berechnen.

In Abbildung 1 sind die einzelnen Schritte zur Bestimmung des realen Umsatzes $y_t(j)$ noch einmal zusammengefasst.

3.5 Simulationsergebnisse

3.5.1 Kalibrierung

Ein wichtiger Parameter in dem vorliegenden Modell ist die Wahrscheinlichkeit α , die angibt mit welcher Wahrscheinlichkeit ein Unternehmen seinen Preis in der Periode t nicht anpasst. α steuert maßgeblich die Heterogenität der Unternehmen und damit auch die Verteilung der realen Umsätze. Die Auswirkung von α auf die Heterogenität kann an den beiden Extremen $\alpha=0$ und $\alpha=1$ verdeutlicht werden. Im ersten Fall setzen alle Unternehmen in jeder Periode ihre Preise neu, die Preise sind also vollkommen flexibel. In diesem Fall brauchen nicht mal mehr Erwartungen gebildet werden, da auf veränderte Rahmenbedingungen sofort reagiert werden kann. Da alle Unternehmen annahmegemäß gleich sind, setzen auch alle Unternehmen den gleichen relativen Preis und haben demnach nach Gleichung (5) auch alle den gleichen realen Umsatz. Es läge also Homogenität vor. Ähnliches gilt für den Fall $\alpha=1$. In

dem Fall würde kein Unternehmen jemals den Preis verändern. Heterogenität könnte hier nur zustande kommen, wenn man von vornherein unterschiedliche Preise für die Unternehmen annehmen würde, wodurch ein unterschiedlicher realer Umsatz resultieren würde. Hier wäre die Heterogenität aber nur eine Annahme und nicht endogenes Resultat des Modells.

Da die Heterogenität maßgeblich von dem Wert für α abhängt, ist zu vermuten, dass die Symmetrie der Verteilung der realen Umsätze von α abhängt. Angenommen die Wirtschaft würde über einen längeren Zeitraum stationär bleiben, also eine Wachstumsrate von Null aufweisen, so hätten nach einiger Zeit alle Firmen den gleichen optimalen Preis gesetzt und den gleichen realen Umsatz. Trifft nun ein negativer Schock die Wirtschaft, so sinkt die Nachfrage nach Gütern. Allerdings werden die Unternehmen hinsichtlich der Auswirkung auf den Umsatz unterschiedlich stark getroffen. Die Unternehmen, die ihre Preise anpassen können, werden aufgrund der geringeren Nachfrage und auch der Erwartung, dass die Nachfrage in den zukünftigen Perioden nur langsam wieder auf das gleichgewichtige Niveau steigen wird, ihre Preise senken. Dadurch sind ihre Umsatzrückgänge geringer, als die der Unternehmen, die ihren Preis auf Vor-Schock-Niveau belassen müssen. Wenn nun der Großteil der Unternehmen keine Preise anpassen kann, so wird die große Masse der Verteilung der Unternehmen in den negativen Bereich wandern, während der kleine Teil, der die Preise anpassen kann, nicht so weit in den negativen Bereich wandert. Die Schiefe der Verteilung wäre negativ mit dem wirtschaftlichen Wachstum korreliert. Umgekehrt müsste die Schiefe positiv korreliert sein, wenn viele Unternehmen die Preise ändern können, da jetzt die Masse der Verteilung im negativen Bereich nahe Null liegt, während ein paar wenige Unternehmen im stärker negativen Bereich liegen. Deshalb werden im Folgenden die Simulationsergebnisse in Abhängigkeit von α angegeben.

Die durchschnittliche Länge für Preisänderungen beträgt $\frac{1}{1-\alpha}$ (Rotemberg und Woodford 1998, S. 22). Die Schätzungen über die durchschnittlich Länge der Preisanpassung differieren stark. Cecchetti (1986) kommt bei seiner Betrachtung von Kioskpreisen für Magazine zu einer durchschnittlichen Länge von 1,8 bis 14 Jahren. Schätzungen, die über eine breitere Produktpalette gemacht wurden, kommen allerdings zu kürzeren Zeiträumen. Carlton (1986) benutzt einen Datensatz, der von George Stigler und James Kindahl erstellt wurde. Er erfasst die Preise von tatsächlich getätigten Transaktionen von Firmen, die überwiegend im Fortune 500 enthalten sind, über den Zeitraum von 1957 bis 1966. Es handelt sich um Vorprodukte im verarbeitenden Gewerbe. Carlton kommt zu dem Ergebnis, dass die Preise durchschnittlich

für 4 bis 13 Monate konstant bleiben. Blinder (1994) führte Interviews mit Firmen durch. Von den 200 zufällig ausgewählten Firmen antworteten 61%, die ca. 85% der Wertschöpfung des privaten, nicht-agrar-wirtschaftlichen, *for-profit* Sektors ausmachten. Die Interviews wurden im Zeitraum April 1990 bis März 1992 durchgeführt. Das Ergebnis war, dass die interviewten Firmen ihre Preise im Durchschnitt 9 Monate unverändert ließen. In einer Studie von Kashyap (1995) wird die durchschnittliche Länge zwischen Preisänderungen auf 11 bis 30 Monate geschätzt. Kashyap untersuchte die Preise von 12 Einzelhandelsgütern über einen Zeitraum von 35 Jahren anhand von drei verschiedenen Versandhauskatalogen. Lässt man die Studie von Cecchetti weg, da hier nur ein einzelner Markt betrachtet wurde, so rangiert die Bandbreite von 4 (Carlton) bis zu 30 Monaten (Kashyap). Berechnet man die Wahrscheinlichkeit für eine Preisänderung auf Jahresbasis so ergeben sich für die Wahrscheinlichkeit α die in Tabelle 1 angegebenen Werte.

Tabelle 1: Werte für α auf Jahresbasis; Quelle: Blinder (1994), Carlton (1986) und Kashyap (1995), eigene Berechnung.

Studie	α Minimum	α Maximum
Blinder	0,24	-
Carlton	0,03	0,38
Kashyap	0,32	0,67

Für die Simulation von (28) sind Werte für β , κ und σ erforderlich. Da aber κ über Gleichung (20) von α abhängt und α in der vorliegenden Untersuchung variieren soll, wird zusätzlich der Wert für ω benötigt. Für die Berechnung des realen Umsatzes $y_t(j)$ ist zusätzlich der Wert für θ erforderlich. Rotemberg und Woodford (1998, S. 24) setzen $\beta=0,99$. Ihr Modell impliziert, dass β^{-1} gleich dem Zins ist. Ihr β -Wert entspricht dann einem durchschnittlichen Zins von 1%. Die Werte κ und σ ihres Modells werden so angepasst, dass die theoretischen Impuls-Antwort-Funktionen möglichst genau den, aus einem VAR-Modell ermittelten, empirischen Impuls-Antwort-Funktionen entsprechen. Demnach würde $\kappa=0,024$ sein und $\sigma=6,25$. Mit diesen Werten lässt sich ω aus der von Rotemberg und Woodford (1998, S. 22-24) abgeleiteten Beziehung $\omega = 0,63 - \frac{1}{\sigma}$ berechnen. Somit würde $\omega=0,47$ betragen. Mit einem unterstellten Wert von 0,66 für α ergäbe sich mit dem Wert für κ ein Wert von 7,88 für θ .

Der Wert von σ , der intertemporalen Substitutionselastizität, ist allerdings selbst nach Einschätzung von Rotemberg und Woodford (1998, S. 24) sehr hoch. McCallum (2001) unterstellt einen Wert für σ von 2,5, wobei seine Werte für κ und β den Werten von Rotemberg und Woodford (1998) entsprechen. Daraus ergäbe sich ein Wert für ω von 0,23. Mit dem κ -Wert von 0,03 und $\alpha=0,66$ ergäbe sich ein θ von 9,03.

Die von Rotemberg und Woodford (1998) und McCallum (2001) verwendeten Werte beziehen sich allerdings auf Quartalsdaten. Daher resultiert auch der verwendete α -Wert. Es handelt sich hierbei um den Quartalswert von Blinder (1994), der von Rotemberg und Woodford tatsächlich verwendet und bei McCallum unterstellt wurde. In der vorliegenden Untersuchung sollen aber, in Übereinstimmung mit den empirischen Untersuchungen, Jahreswerte betrachtet werden. Woodford (1997) gibt dafür Parametrisierungen an. Er setzt $\beta=0,95$, $\kappa=0,3$ und $\sigma=1$. Der Wert für β entspricht einem Zinssatz von 5% p.a. und ist somit plausibler, als 0,99. Der Wert für κ ist einer ökonometrischen Schätzung von Roberts (1995) entnommen, der für die Schätzung Jahresdaten verwendete. Mit dem σ -Wert würde sich allerdings ein negativer Wert für ω ergeben, wenn die Berechnung von Rotemberg und Woodford (1998) verwendet wird. Die Berechnung unterstellt aber eine Frisch Elastizität, die Elastizität der geleisteten Arbeitsstunden hinsichtlich des Lohns bei Konstanz des Vermögens, von 9,5 (Rotemberg und Woodford 1998, S. 24). Mikroökonomische Studien kommen zu sehr viel niedrigeren Werten (vgl. z.B. Pencavel 1986). Für einen festgesetzten Wert für die Frisch Elastizität, lässt sich ω auch ohne einen Wert für σ berechnen. Setzt man die Elastizität auf 1, so ergäbe sich ein Wert für ω von 1,66 (Rotemberg und Woodford 1998, S. 25). Daraus resultiert ein Wert für θ von 19,97 bei einem unterstellten Wert für α von 0,24, dem umgerechneten Jahreswert für Blinder (1994). Dies wäre ein *Mark-up* der Preise über die Grenzkosten von ca. 5,3%. Für die θ -Werte von Rotemberg und Woodford (1998) und McCallum (2001) ergäben sich *Mark-ups* von ca. 14,5% bzw. ca. 12,5%.

Da die Werte aus Woodford (1997) auf Jahresdaten basieren, der Wert für ω auf plausibleren Werten beruht und der *Mark-up* konservativer ist, werden die Werte als Grundlage für die Simulierung des Modells verwendet. Zur Überprüfung der Robustheit der Ergebnisse wird das Modell zusätzlich mit den Werten von Woodford und Rotemberg (1998) und McCallum (2001) simuliert. Die entsprechenden Parameter sind in Tabelle 2 zusammengefasst. Der Wert κ ist nicht angegeben, da dieser bei Variation von α und Konstanz von ω und θ ebenfalls variiert.

Tabelle 2: Parametrisierung; Quelle: Woodford (1997), Rotemberg und Woodford (1998) und McCallum (2001), teilw. eigene Berechnung.

Parameter	Woodford	Rotemberg und Woodford	McCallum
β	0,95	0,99	0,99
θ	19,97	7,88	9,03
σ	1	6,25	2,5
ω	1,66	0,47	0,23

Als nächstes müssen die Parameter $b_{\hat{y}}$, b_{π} und ρ der Zinsregel (25) bestimmt werden. Als Grundlage für die Parametrisierung der Zinsregel wird hier die Untersuchung von Clarida, Galí und Gertler (1998) verwendet. Der Untersuchungszeitraum fängt 1974 an und endet 1993. Der Zeitraum deckt somit in etwa den Zeitraum der Untersuchung von Döpke et al. (2005) und Döpke und Weber (2006) ab. Die Werte betragen $b_{\hat{y}}=0,25$, $b_{\pi}=1,3$ und $\rho=0,9$ und sind alle signifikant. Die Werte für $b_{\hat{y}}$ und b_{π} stimmen in etwa mit den von Taylor (1993) für die USA vorgeschlagenen Werten überein, während die Schätzung für ρ ungefähr den Werten in Gerberding, Seitz und Worms (2007) entspricht.

Tabelle 3: Empirische und simulierte Momente für die Output-Lücke; Quelle: Eigene Darstellung.

	Empirische Output-Lücke	Woodford			Rotemberg und Woodford			McCallum		
α		0,2	0,5	0,8	0,2	0,5	0,8	0,2	0,5	0,8
Standardabweichung	1,1	4,22	6,21	7,74	1,16	1,86	2,6	2,65	4,78	4,11
Autokorrelation	0,34	0,53	0,67	0,86	0,33	0,43	0,85	0,54	0,8	0,72

In Tabelle 3 sind die Werte für die Standardabweichung und Autokorrelation der empirischen Output-Lücke für das gesamtdeutsche⁵, jährliche BIP für den Zeitraum 1971 bis 2004, ermittelt durch Verwendung eines Hodrick-Prescott-Filters mit einem λ -Wert von 6,25 (Ravn und Uhlig 2002), und die entsprechenden Werte der Simulationen für unterschiedliche α -Werte angegeben. Hier schneidet nur die Parametrisierung von Rotemberg und Woodford gut ab. Die Werte der anderen beiden Szenarien sind deutlich zu hoch. Allerdings ist das Modell auch so einfach gehalten, dass die geringe Übereinstimmung mit den empirischen Werten nicht weiter überrascht.

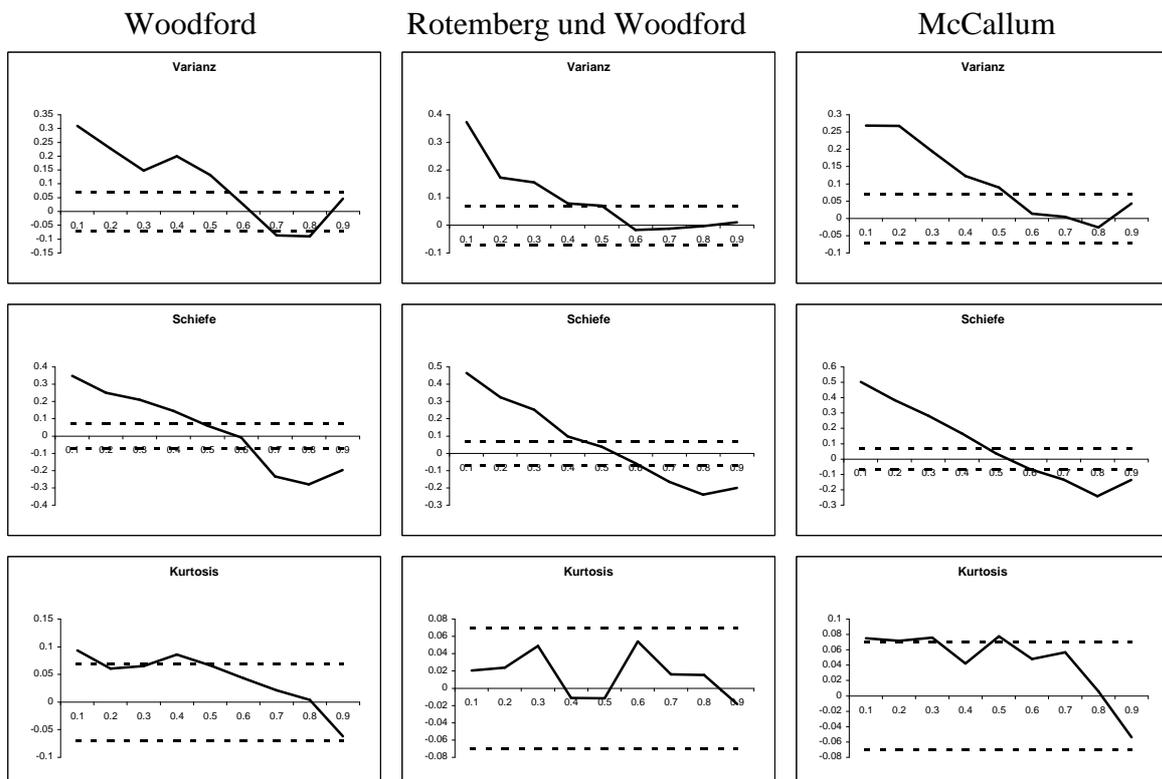
⁵ Die Werte vor der Wiedervereinigung wurden gemäß Sachverständigenrat (2001, S. 252) rückgerechnet.

3.5.2 Ergebnisse für die Verteilung der realen Umsätze

Das Modell wird in jedem Szenario mit 1000 Firmen über einen Zeitraum von 1000 Perioden simuliert. Untersucht werden dann jeweils die mittleren 800 Perioden, um etwaige Einflüsse der vorgegebenen Startwerte und der Endwerte auszuschließen.

In Abbildung 2 sind die Korrelationskoeffizienten für die drei unterschiedlichen Parametrisierungen zwischen den jeweiligen Momenten und der Wachstumsrate des Outputs für unterschiedliche α -Werte dargestellt. Jede Spalte zeigt die Momente Varianz, Schiefe und Kurtosis für ein Szenario. Das jeweilige Szenario steht oberhalb der Spalte. Auf der x-Achse jedes Graphen befinden sich die α -Werte, auf der y-Achse die Werte für den Korrelationskoeffizienten. Die Daumenregel für trendbereinigte Zeitreihen der Länge T besagt, dass der Korrelationskoeffizient signifikant ist, wenn der absolute Wert größer als $\frac{2}{\sqrt{T}}$ ist. Dieses Niveau wird in der Grafik durch die zwei gestrichelten Linien dargestellt.

Abbildung 2: Korrelation der Momente mit der Wachstumsrate des Output für alle drei Szenarien;
Quelle: Eigene Darstellung.



Das Woodford- Szenario ist in der linken Spalte dargestellt. Es ist deutlich zu erkennen, dass

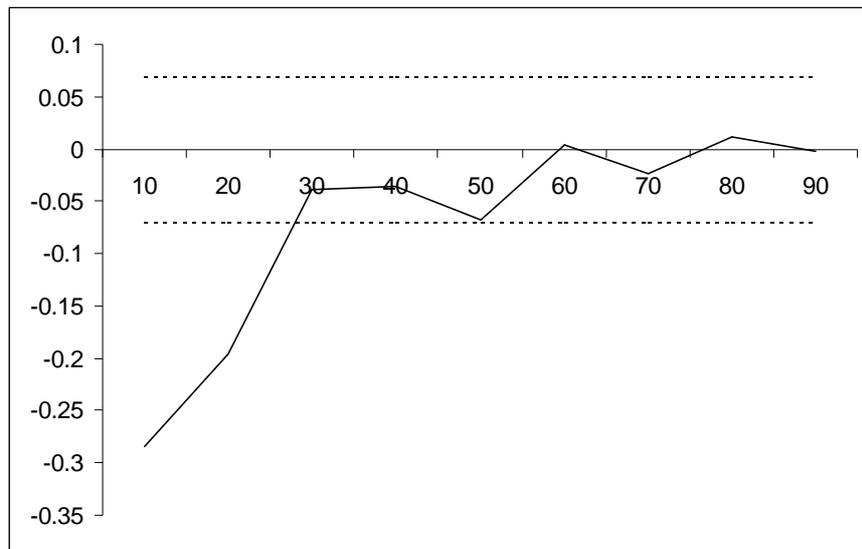
für niedrige α -Werte die Momente positiv mit dem Wirtschaftswachstum korreliert sind. Für höhere α -Werte, ab 0,6, ist die Schiefe deutlich negativ korreliert. Der Koeffizient ist ab 0,7 signifikant. Die Varianz ist für hohe α -Werte leicht negativ korreliert, aber nur schwach signifikant, während die Korrelation für die Kurtosis für den gesamten Wertebereich als insignifikant angesehen werden kann.

Der Verlauf für das Rotemberg-Woodford-Szenario, dargestellt in der mittleren Spalte, ähnelt dem Ergebnis des Woodford-Senarios sehr stark. Für die Schiefe ist praktisch kein Unterschied festzustellen. Sie ist für niedrige α -Werte signifikant positiv korreliert. Ab einem Wert von 0,7 ist die Korrelation dann signifikant negativ. Die Varianz weist in diesem Szenario für niedrige Werte von α eine signifikant positive Korrelation auf. Für hohe Werte ist die Korrelation dann deutlicher insignifikant, als in dem Woodford-Szenario. Die Korrelation der Kurtosis ist komplett insignifikant.

In der rechten Spalte werden die Ergebnisse für das McCallum-Szenario präsentiert. Das Ergebnis für den Verlauf der Schiefe wird bestätigt. Sobald α Werte über 0,5 annimmt wird der Korrelationskoeffizient für die Schiefe negativ. Ab einem Wert von 0,7 ist der Koeffizient dann signifikant. Da alle drei Szenarien diesen Verlauf zeigen, kann es als robustes Ergebnis für diese Modellklasse angesehen werden. Der Verlauf der Varianz stimmt ebenfalls mit den beiden andere Parametrisierungen überein. In allen drei Szenarien ist die Korrelation der Varianz für kleine α -Werte stark positiv, für größere Werte wird sie im wesentlichen insignifikant. Der Verlauf der Kurtosis ist in allen drei Szenarien gleich, nämlich über den gesamten Wertebereich insignifikant.

Wie bereits erläutert ist die negative Korrelation der Schiefe auf die Preisrigidität innerhalb des Modells zurückzuführen. Preisrigidität kann aber nur vorliegen, wenn die Unternehmen über Preissetzungsmacht verfügen. Diese wird im Modell durch die Substitutionselastizität θ dargestellt. Je höher θ desto geringer ist die Preissetzungsmacht der Unternehmen. In Abbildung 3 wird die Korrelation der Schiefe mit dem Output-Wachstum bei $\alpha=0,7$ für unterschiedliche θ -Werte dargestellt. Da die Ergebnisse für die Schiefe über alle drei Parametrisierungen hinweg robust waren, wird nur das Ergebnis für die Woodford-Werte gezeigt. Es wird deutlich, dass der negative Zusammenhang zwischen Output-Wachstum und Schiefe verschwindet, wenn der Parameter θ gegen unendlich geht. Dieses Ergebnis verdeutlicht noch einmal, dass die negative Korrelation zwischen Schiefe und Output-Wachstum durch die Preisrigidität ausgelöst wird.

Abbildung 3: Korrelation der Schiefe bei Variation von α , Quelle: Eigene Darstellung.



3.6 Zusammenfassung

Das Modell generiert sehr robuste Ergebnisse für die Korrelation der höheren Momente der Verteilung mit der Wachstumsrate des Outputs. Mit Hilfe dieser Muster lässt sich anhand von empirischen Ergebnissen zwischen flexibler und träger Preisanpassung diskriminieren. Bei hoher Flexibilität der Preise, also einem kleinen α sind sowohl Varianz als auch Schiefe signifikant positiv mit dem Wirtschaftswachstum korreliert. Für die These der trägen Preise würde hingegen sprechen, wenn die Korrelation der empirischen Varianz insignifikant ist und die Schiefe signifikant negativ korreliert ist.

Aus einem Vergleich mit Tabelle 1 wird allerdings auch ersichtlich, dass die negative Korrelation der Schiefe erst ab einem α -Wert erreicht wird, der auf Jahresbasis am äußersten Ende der Bandbreite der empirischen Befunde zur durchschnittlichen Preiskonstanz liegt. Dies könnte einerseits bedeuten, dass die zitierten Untersuchungen nicht repräsentativ genug sind, wofür die enorme Bandbreite der empirischen Ergebnisse spricht. Es könnte auch bedeuten, dass andere Rigiditäten durch Interaktion mit der Preisrigidität schon für niedrigere Werte eine negative Korrelation bewirken. Allerdings wurde die Simulation im vorigen Abschnitt nur auf Jahresbasis durchgeführt, um die Vergleichbarkeit mit den empirischen Ergebnissen in den folgenden Abschnitten zu gewährleisten. Es spricht aber nichts dagegen, dass diese Ergebnisse nicht auch mit Quartalswerten, die leider nicht verfügbar waren, repliziert werden könnten. Auf Quartalsbasis würde die negative Korrelation bei α -Werten erreicht, die im Durchschnitt der empirisch beobachteten Werte liegen würden.

4 Dynamik der Verteilung der Wachstumsraten von Unternehmen im Zeitablauf

4.1 Einleitung

Higson et al. (2002) und Higson et al. (2004) sind die beiden ersten Veröffentlichungen, die explizit den Zusammenhang zwischen den höheren Momenten der Verteilung der Wachstumsraten von Unternehmen und der Wachstumsrate des BIP untersuchen. In Higson et al. (2002) wurden die Wachstumsraten des realen Umsatzes von am Aktienmarkt gelisteten US Firmen für den Zeitraum 1950 bis 1999 verwendet. Mit Hilfe von deskriptiven Statistiken und Regressionsanalysen kann ein eindeutiges Muster für die höheren Momente nachgewiesen werden. Die Schiefe der Verteilung ist genau wie die Varianz negativ mit der Wachstumsrate korreliert. Die Kurtosis hingegen ist positiv korreliert. Diese Ergebnisse würden nach den Modellsimulationen des vorherigen Kapitels für die These der trägen Preisanpassung sprechen. Als nächstes versuchen Higson et al. (2002) zu erklären, warum es zu einer anti-zyklischen Schiefe in den Daten kommt. Dazu regressieren sie die Perzentile der Verteilung auf die Wachstumsrate des BIP. Dabei beobachten sie, dass die Perzentile im unteren und oberen Bereich der Verteilung der Wachstumsraten des realen Umsatzes weniger stark auf Veränderungen der Wachstumsrate des BIP reagieren, als die Mitte der Verteilung. Daraus schließen sie, dass Firmen mit niedrigen und hohen Wachstumsraten weniger stark auf Änderungen des Outputs reagieren, als Firmen mit durchschnittlichen Wachstumsraten. Begründet wird das damit, dass Firmen mit sehr niedrigen (negativen) Wachstumsraten in einer Rezession zu sehr drastischen Maßnahmen greifen, um einen weiteren Rückgang des Umsatzes zu verhindern. Umgekehrt stoßen Firmen mit sehr hohen Wachstumsraten bei einem Boom an Ressourcenbeschränkungen, so dass sie ihren Umsatz nicht weiter erhöhen können. Die geringere Reagibilität der Randverteilungs-Unternehmen führt dann zu einer anti-zyklischen Schiefe der Verteilung.

Higson et al. (2004) führen diese Untersuchung für einen britischen Datensatz von am Aktienmarkt gelisteten Firmen durch. Der Datensatz umfasst die Jahre 1967 bis 1997 und enthält durchschnittlich 1000 Firmen. Die gefundenen Ergebnisse stimmen mit der früheren Untersuchung für US Firmen überein und implizieren, dass es sich nicht um ein

länderspezifisches, sondern um ein generelles Muster der Verteilung der realen Umsätze handelt.

Die Muster für Varianz, Schiefe und Kurtosis sprechen eher für die Theorie der trägen Preisanpassung. Dies gilt insbesondere für die Korrelation der Schiefe. Die negative Korrelation der Varianz ist im Modell nicht signifikant, aber das Vorzeichen stimmt immerhin in zweien der Fälle überein. Die positive Korrelation der Kurtosis wäre hier ein Indiz, das gegen träge Preise sprechen würde. Ein Ergebnis, das tatsächlich gegen die trägen Preise spricht, ist die Regression der Perzentile. Das Neu-Keynesianische Modell mit träger Preisanpassung impliziert nicht, dass die Reagibilität des realen Umsatzes durch die Wachstumsrate des realen Umsatzes beeinflusst wird. Die Reaktion des realen Umsatzes hängt von den Preisanpassungsmöglichkeiten ab, die im Calvo-Modell ein stochastischer Prozess, in den Modellen von Fischer und Taylor eine Funktion der verstrichenen Zeit ist. Könnte die negative Korrelation der Schiefe über den von Higson et al. beschriebenen Prozess erklärt werden, würde das gegen die Theorie der trägen Preise im Neu-Keynesianischen Modell sprechen.

Döpke et al. (2005) führen die Untersuchung von Higson et al. (2002) anhand eines deutschen Datensatzes durch. Diese Untersuchung soll hier als Grundlage der Betrachtung der Dynamik der Verteilung vorgestellt werden. Die Analyse von Döpke et al. umfasst einen größeren Datensatz als die beiden vorherigen Untersuchungen. Im Durchschnitt enthält der verwendete Datensatz 60.000 Firmen. Der Datensatz beinhaltet auch Firmen, die nicht am Aktienmarkt gelistet sind. Die Ergebnisse sind somit allgemeingültiger als die vorherigen Untersuchungen. Wichtiger im Rahmen der vorliegenden Arbeit dürfte aber sein, dass Döpke et al. zeigen, dass die Betrachtung der Perzentile zu verzerrten Ergebnissen führt und die Interpretation dieses Teils der Untersuchung fragwürdig ist. Dies ist Ausgangspunkt für Döpke und Weber (2006) mit Hilfe des gleichen Datensatzes eine Untersuchung durchzuführen, in der die Mobilität der Firmen innerhalb der Verteilung betrachtet wird. Diese Analyse ist Gegenstand des nächsten Kapitels.

4.2 Daten

Döpke et al. (2005) verwenden für ihre Untersuchung als Datensatz die Unternehmensbilanzstatistik (*UBS*) der Bundesbank. Die Bundesbank sammelte im Zuge ihrer Rediskontierungs- und Offen-Markt-Operationen auf vertraulicher Basis die Bilanzen von Unternehmen, die an den Operationen direkt oder indirekt beteiligt waren. In §19

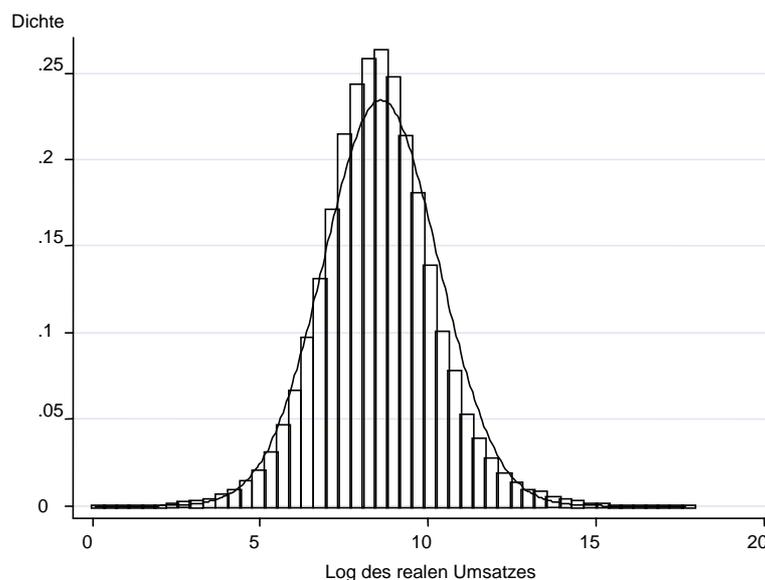
BbankG wurde festgelegt, dass Unternehmen ihre Bilanzen der Bundesbank offen legen mussten, wenn sie Wechsel rediskontieren wollten. Die Bundesbank selbst durfte Wechsel nur rediskontieren, wenn das beteiligte Unternehmen liquide war und der Wechsel von drei Parteien gedeckt wurde, die ebenfalls einer Bonitätsprüfung unterzogen werden mussten. Die Zusicherung strengster Vertraulichkeit und Geheimhaltung seitens der Bundesbank sollte sicherstellen, dass die Unternehmen ihre Bilanzen weitestgehend offen und ehrlich angaben. Die Verwendung der Datenbank hat somit den Vorteil, dass die einzelnen Positionen innerhalb der Bilanz verlässlicher sind, als es z.B. der Fall wäre, wenn man Steuerbilanzen verwenden würde. Der Nachteil besteht in dem Auswahlprozess. Die Auswahl der Unternehmen in der Stichprobe ist nicht zufällig. Dies wird bei genauerer Betrachtung des Datensatzes deutlich. Unternehmen aus dem Einzelhandel und verarbeitenden Gewerbe, sowie dem Baugewerbe sind klar überrepräsentiert, da Wechsel ein wichtiges Finanzinstrument in diesen Sektoren darstellt. Ebenfalls sind große Firmen in dem Datensatz überrepräsentiert, da diese häufiger an Rediskontierungsgeschäften beteiligt sind. So ermittelte Stöss (2001), dass in dem Datensatz 4% aller deutschen Firmen enthalten sind, die gleichzeitig aber ungefähr 60% des Umsatzes des privaten Sektors ausmachten. Trotz dieser Verzerrung bei der Auswahl von Unternehmen, hat die Überrepräsentation von großen Firmen und die daraus resultierende hohe Abdeckung des Umsatzes deutscher Unternehmen den Vorteil, dass hier die tatsächlich wirtschaftlich ausschlaggebenden Unternehmen betrachtet werden. Dies wird durch die Tatsache verdeutlicht, dass der Korrelationskoeffizient von Wachstumsrate des BIP und durchschnittlicher Wachstumsrate des realen Umsatzes der Unternehmen in der *UBS* über den gesamten Zeitraum 0,89 beträgt. Trotz dieser offensichtlichen Überrepräsentation von großen Unternehmen besteht der Datensatz zu 80% aus kleinen oder mittleren Unternehmen mit einem jährlichen Umsatz von weniger als 100 Mio. DM. Ungefähr bei der Hälfte der Unternehmen handelt es sich um Nicht-Kapitalgesellschaften. Der Datensatz ist demnach um einiges aussagekräftiger als die Datensätze, die von Higson et al. (2002, 2004) verwendet wurden.

Der Datensatz umfasst im Schnitt 60.000 Unternehmen pro Jahr. Damit werden etwaige Probleme, die durch Selektionsfehler entstehen könnten, schon durch die schiere Größe des Datensatzes relativiert. Der abgedeckte Zeitraum startet 1971 und endet am Anfang des neuen Millenniums. Allerdings musste für die Untersuchung der Zeitraum auf 1971 bis 1998 beschränkt werden. Durch den Start der europäischen Währungsunion ging die Durchführung der Refinanzierungsgeschäfte auf die europäische Zentralbank über. Zwar wurden weiterhin

Daten gesammelt, wenn sie der Bundesbank übermittelt wurden, doch gab es 1999 einen deutlichen Einbruch in der Zahl. Dies resultierte in offenkundigen Veränderungen in der Verteilung der realen Unternehmenswachstumsraten, so dass die Jahre ab 1998 nicht mehr berücksichtigt wurden.

Zwar wurde der Datensatz durch die Bundesbank auf logische Fehler und fehlende Angaben hin überprüft, sowie Plausibilitätsüberlegungen und Fehlerkorrekturen durchgeführt, dennoch kommt es in dem Datensatz zu offensichtlichen Ausreißern. Bei der Größenordnung der *UBS* kann eine einzelne Überprüfung von Ausreißern, so wünschenswert dies wäre, nicht mehr durchgeführt werden. Zur Beseitigung der Ausreißer werden deshalb alle Wachstumsraten die absolut größer als 50% sind, aus dem Datensatz entfernt. Dies wurde auch in den Arbeiten von Higson et al. (2002, 2004) so durchgeführt, allerdings mit dem kleineren *cut-off* von 25%. Zur Überprüfung der Robustheit dieser Datenbereinigung wurde der *cut-off* für alle Untersuchungsschritte variiert. Zusätzlich sind die weggelassenen Unternehmen auf etwaige Regelmäßigkeiten überprüft worden. So wäre z.B. zu vermuten, dass neugegründete Unternehmen über relativ hohe Wachstumsraten verfügen. Würde die Ausreißerbereinigung dazu führen, dass Neugründungen aus dem Datensatz ausgeschlossen würden, so müsste man feststellen, dass sich überproportional viele kleine Firmen unter den ausgeschlossenen Unternehmen befinden.

Abbildung 4: Verteilung der log Größe der gelöschten Unternehmen; Quelle: Döpke et al. (2005).



In Abbildung 4 ist die Verteilung des logarithmierten realen Umsatzes für die ausgeschlossenen Unternehmen zu sehen. Die Balken stellen dabei die jeweilige Dichte der Daten dar, die Linie ist eine Normalverteilung, die über die Daten gelegt wurde. Aus der

Grafik ist ersichtlich, dass die realen Umsätze der ausgeschlossenen Unternehmen in etwa Log-Normalverteilt sind. Dass die Größe von Unternehmen Log-Normalverteilt ist, ist eine empirische Beobachtung, die auch als Gibrat's Law bekannt ist (vgl. z.B. Sutton 1997). Da die ausgeschlossenen Unternehmen ebenfalls Gibrat's Law erfüllen, kann davon ausgegangen werden, dass keine systematische Verzerrung auf Grund der Größe der Unternehmen stattgefunden hat.

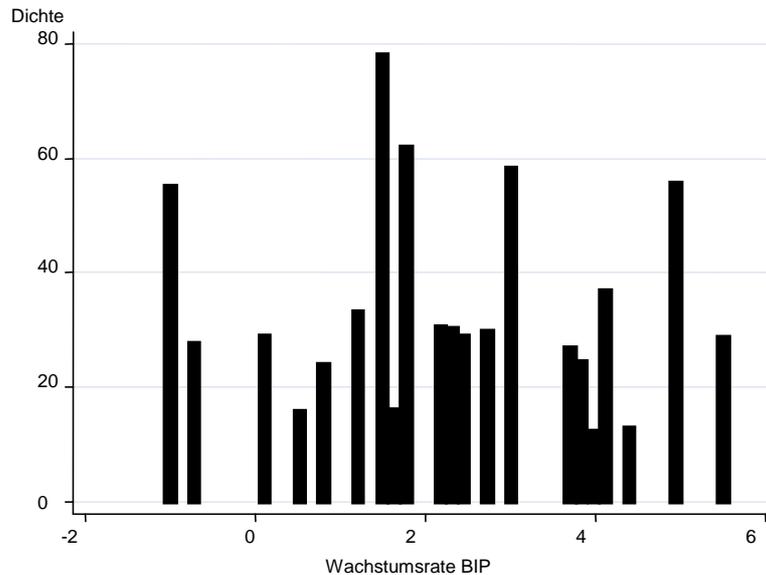
Abbildung 5: Anteil der ausgeschlossenen Firmen; Quelle: Döpke et al. (2005).



In Abbildung 5 ist der Anteil der Unternehmen zu sehen, der pro Jahr aus dem Datensatz auf Grund des *cut-offs* entfernt wurde. Im Durchschnitt wurden etwa 4% der Firmen aus dem Datensatz gelöscht. Zu erkennen ist ein deutlicher Knick im Jahr 1999, der auf die Einführung des Euros und die Übergabe der monetären Operationen an die EZB zurückzuführen ist. Ebenfalls zu erkennen ist, dass es kein bestimmtes Muster gibt. Der Ausschluss von Firmen scheint also auch im Zeitablauf zufällig zu sein. Um genauer zu überprüfen, ob es einen Zusammenhang zwischen der Wachstumsrate des BIP und dem Ausschluss von Firmen gibt, ist in Abbildung 6 die Verteilung der ausgeschlossenen Firmen gegenüber der Wachstumsrate des BIP abgetragen worden.

Auch hier ist kein Muster zu erkennen, so dass insgesamt davon auszugehen ist, dass die Ausreißerbereinigung zu keinem systematischen Fehler geführt hat.

Abbildung 6: Verteilung der ausgeschlossenen Firmen gegenüber BIP Wachstum; Quelle: Döpke et al. (2005).



Die Verwendung des Umsatzes hat den Vorteil, dass es zu relativ wenigen Verlusten auf Grund von fehlenden Daten kommt. Darüber hinaus gibt es beim Umsatz weniger Möglichkeiten, durch alternative Bilanzierungsmethoden die Höhe des Umsatzes zu beeinflussen. Zur Deflationierung des Umsatzes wurde der BIP Deflator verwendet. Eine Verwendung von sektorspezifischen Deflatoren wäre sicherlich genauer, ist aber nicht ohne weiteres möglich, da die Bundesbank in dem *UBS* Datensatz eine andere sektorale Einteilung benutzte als das statistische Bundesamt. Da die sektoralen Deflatoren keine allzu großen Unterschiede aufweisen, wären die Komplikationen aus der unterschiedlichen sektoralen Definition größer, als bei Verwendung eines einheitlichen Deflators.

Tabelle 4 fasst die Statistik für den verwendeten Datensatz, d.h. nach Ausreißerbereinigung noch einmal zusammen. Zu sehen sind die Momente der Wachstumsrate der realen Umsätze für die einzelnen Jahre und in der letzten Zeile über alle Jahre gemeinsam. In der letzten Spalte steht die Anzahl der Beobachtungen pro Jahr und in der letzten Zeile die Anzahl der Beobachtungen insgesamt.

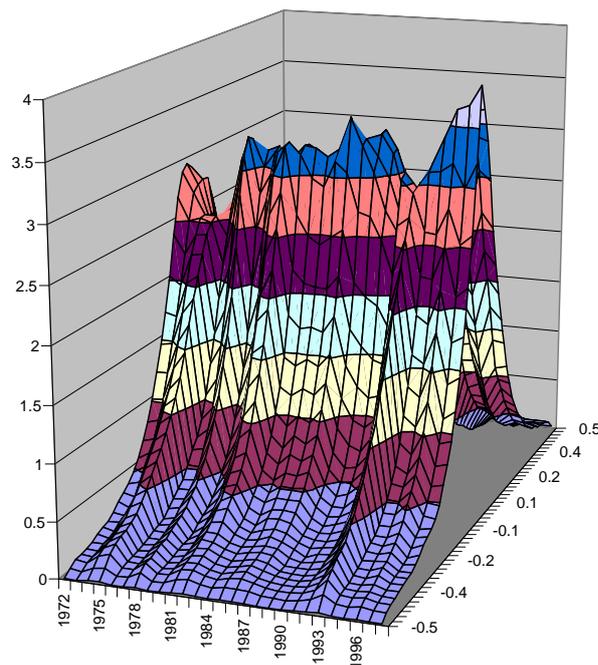
Tabelle 4: Zusammenfassende Statistik; Quelle: Döpke et al. (2005).

Jahr	Mittelwert	Median	Standard- abweichung	Schiefe	Kurtosis	Beobachtungen
1972	0,026	0,023	0,16	-0,01	3,59	29.319
1973	0,030	0,029	0,17	-0,02	3,42	30.965
1974	-0,005	-0,006	0,18	0,03	3,14	32.987
1975	-0,018	-0,018	0,18	0,06	3,10	37.561
1976	0,065	0,065	0,17	-0,19	3,43	46.596
1977	0,046	0,042	0,16	-0,06	3,67	54.902
1978	0,002	0,002	0,16	-0,05	3,82	61.136
1979	0,058	0,052	0,16	-0,05	3,70	65.630
1980	0,030	0,028	0,16	-0,01	3,69	65.006
1981	-0,020	-0,022	0,16	0,14	3,70	59.974
1982	-0,030	-0,034	0,16	0,20	3,78	60.368
1983	0,015	0,012	0,16	-0,02	3,74	61.871
1984	0,030	0,023	0,16	0,02	3,68	63.408
1985	0,019	0,017	0,17	-0,04	3,62	63.322
1986	0,016	0,014	0,16	-0,08	3,73	63.263
1987	0,010	0,008	0,16	-0,01	3,85	62.059
1988	0,044	0,040	0,16	-0,07	3,94	61.243
1989	0,055	0,051	0,15	-0,12	4,05	59.427
1990	0,064	0,058	0,16	-0,11	3,77	56.991
1991	0,064	0,063	0,17	-0,19	3,50	55.415
1992	-0,011	-0,018	0,17	0,19	3,55	55.218
1993	-0,063	-0,064	0,17	0,29	3,50	55.334
1994	0,016	0,009	0,17	0,06	3,58	55.570
1995	0,017	0,011	0,16	0,04	3,67	55.804
1996	-0,006	-0,009	0,16	0,07	3,83	53.299
1997	0,023	0,018	0,15	-0,04	4,04	49.620
1998	0,017	0,013	0,15	-0,01	4,07	38.796
Alle	0,019	0,016	0,17	-0,01	3,57	1.455.084

4.3 Die zyklischen Muster der Momente der Querschnitts-Verteilung

Um einen ersten Eindruck von der Verteilung der Wachstumsraten zu bekommen, ist in Abbildung 7 die Kerndichteschätzung für den Querschnitt der Verteilung dargestellt. Für die Kerndichteschätzung wurde ein Gauß-Kern verwendet. Die Bandbreite für die Schätzung wurde anhand der Silverman-Regel festgelegt (Silverman 1986).

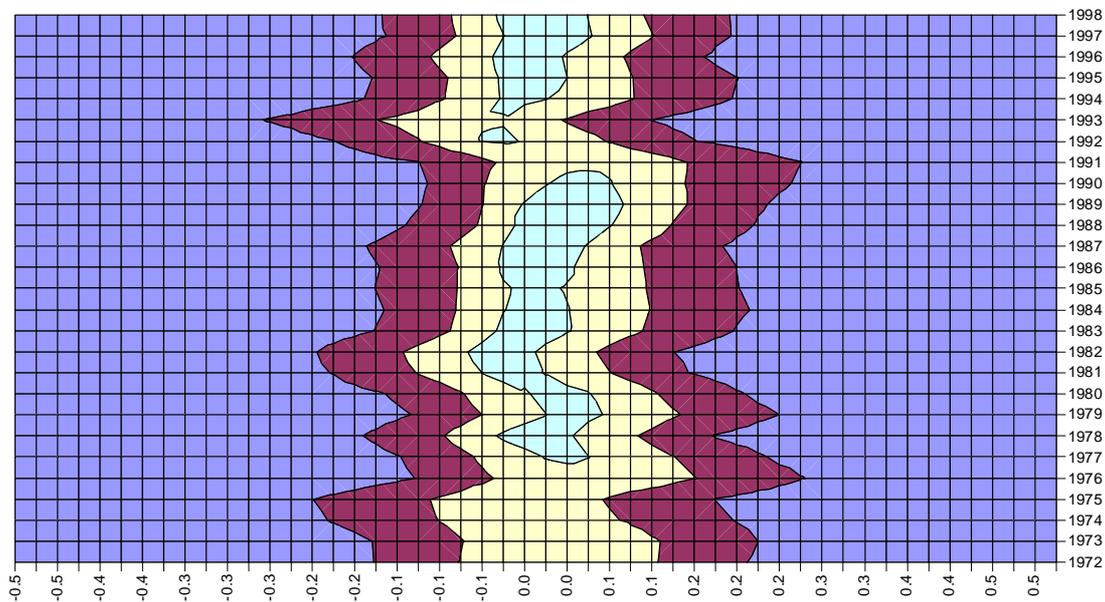
Abbildung 7: Kerndichteschätzung; Quelle: Döpke et al. (2005).



Auf der x-Achse sind die Jahreszahlen abgetragen, die y-Achse zeigt die Wachstumsrate der realen Umsätze und die z-Achse bildet die Dichte ab. Deutlich zu erkennen sind die Verschiebungen der Verteilung, die mit dem deutschen Konjunkturverlauf einhergehen. Dabei fallen besonders die beiden Krisen Mitte der 70er und Anfang der 90er Jahre ins Auge. Die Verteilung verschiebt sich, wie nicht anders zu erwarten, in den negativen Bereich. Gleichzeitig ändert sich allerdings auch die gesamte Form der Verteilung, was deutlich am Sinken des Modus der Verteilung zu erkennen ist. Die Verteilung wird während der Rezession flacher, was auf eine größere Breite und damit eine höhere Varianz hindeutet. Das linke Ende, also der Bereich der negativen Wachstumsrate, gewinnt deutlich an Masse während einer rezessiven Phase, die Schiefe der Verteilung ändert sich hier. Ebenfalls sichtbar ist ein Anstieg des Modus über die Jahre, was auf eine Verringerung der Varianz im

Zeitablauf hinweist. Zur Verdeutlichung ist in Abbildung 8 die Oberflächenkontur der Kerndichteschätzung dargestellt.

Abbildung 8: Oberflächenkontur der Kerndichteschätzung; Quelle: Döpke et al. (2005).

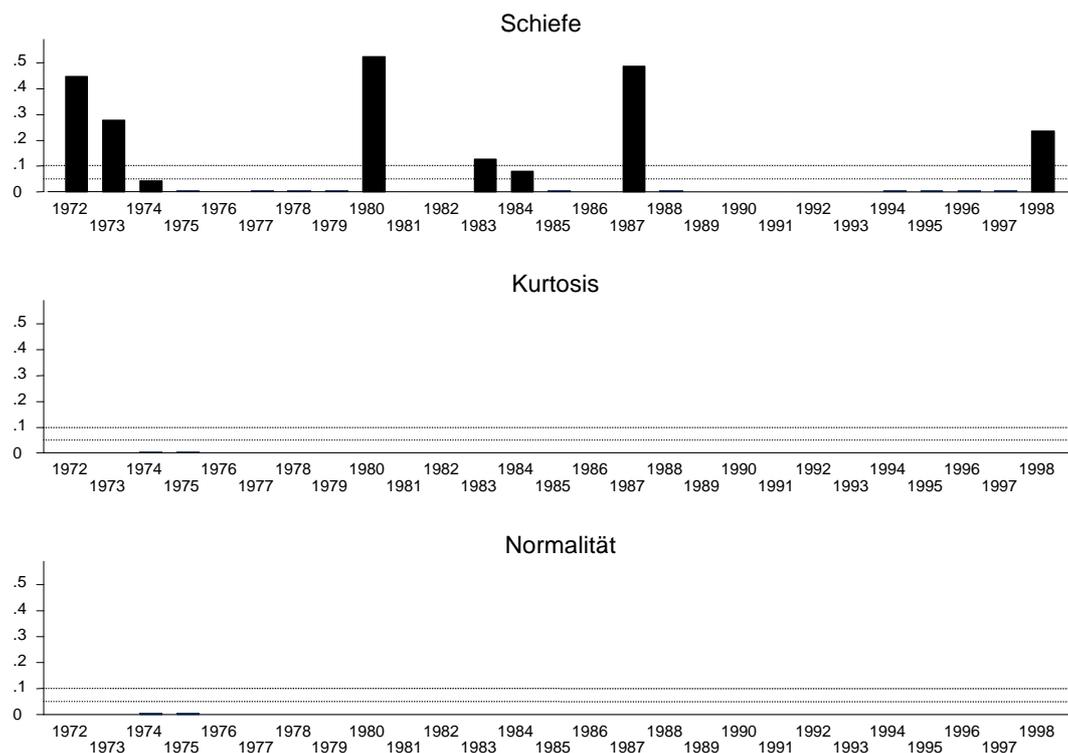


Auf der x-Achse sind die Wachstumsraten abgetragen, auf der y-Achse die Jahre. Hier ist zu erkennen, dass auch die Rezession Anfang der 80er Jahre in der Verteilung einen Niederschlag gefunden hat, allerdings weniger deutlich, als die beiden anderen Rezessionen.

Zur Unterstützung der ersten Eindrücke über die Veränderung der Verteilung im Zeitablauf, wird ein Test auf Normalität der Verteilung von D'Agostino et al. (1990) durchgeführt. Der Test von D'Agostino et al. testet die Verteilung auf Normalität in Form eines zweigeteilten Tests. Im ersten Teil wird eine Teststatistik für die Schiefe der Verteilung aufgestellt, mit der Nullhypothese, dass die Verteilung symmetrisch ist. Der zweite Teil testet die Kurtosis, wobei die Nullhypothese besagt, dass die Kurtosis der einer Normalverteilung entspricht. Die Transformation der empirischen Schiefe und Kurtosis, die für das Testen vorgenommen wird, führt dazu, dass beide Tests unter ihren jeweiligen Nullhypothesen normalverteilt sind. Im letzten Schritt werden die beiden Teststatistiken zu einer einzigen Teststatistik zusammengefasst, die dann χ^2 verteilt ist und über zwei Freiheitsgrade verfügt. In Abbildung 9 sind die Tests auf Schiefe, Kurtosis und der kombinierte Test für die einzelnen Jahre des Datensatzes dargestellt. Entlang der x-Achse sind die einzelnen Jahre abgetragen, die y-Achse

gibt den p -Wert der Tests an. Die beiden eingezeichneten gestrichelten Linien stehen für das 10%- bzw. 5%-Signifikanzniveau.

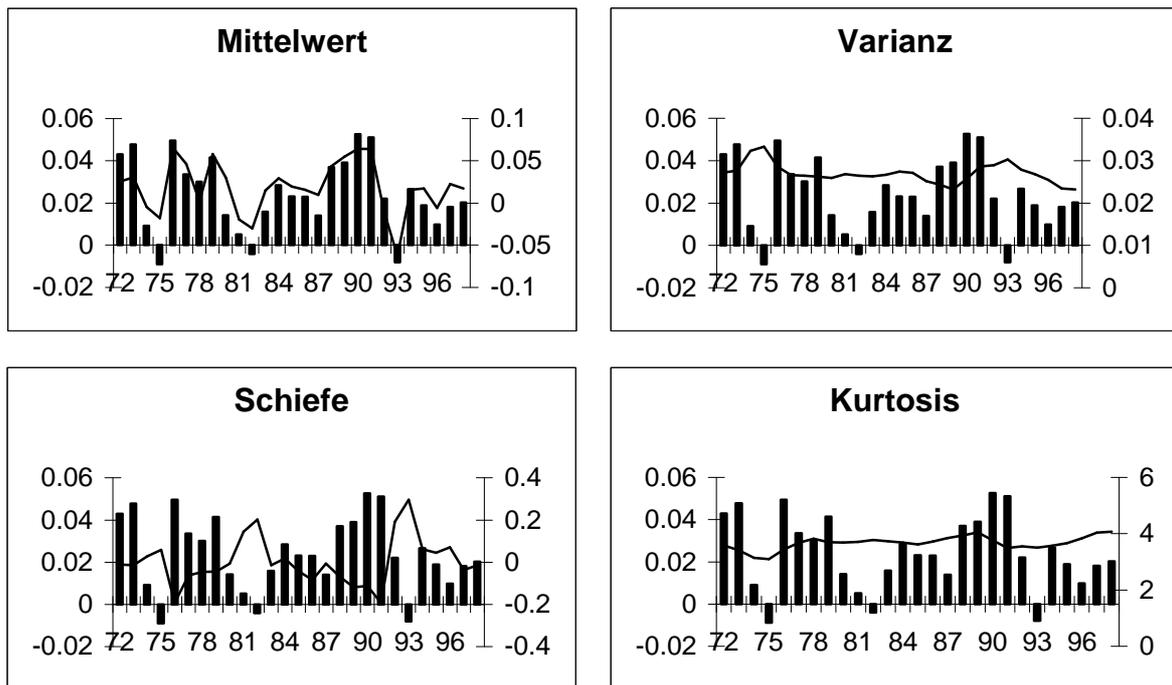
Abbildung 9: Test auf Normalität; Quelle: Döpke et al. (2005).



Deutlich zu erkennen ist, dass zu keinem einzigen Zeitpunkt die Verteilung der Wachstumsraten normal ist. Dies resultiert schon daher, dass zu keinem einzigen Zeitpunkt die Kurtosis der Verteilung auch nur annähernd der Kurtosis einer Normalverteilung entspricht. Lediglich bei der Schiefe gibt es durchaus einige Jahre bei der man von einer symmetrischen Verteilung sprechen kann. Während die Tests auf Normalität und Kurtosis lediglich zeigen, dass die Verteilung zu keinem Zeitpunkt normalverteilt ist, zeigt der Test auf Schiefe an, dass die Verteilung im Zeitablauf signifikanten Veränderungen unterworfen ist, lässt aber auch keine Rückschlüsse über die Richtung der Änderung zu.

In Abbildung 10 sind die Zeitreihen der höheren Momente für die Verteilung zusammen mit der Wachstumsrate des BIP dargestellt.

Abbildung 10: Momente der Verteilung im Zeitablauf; Quelle: Döpke et al. (2005).



Die durchgezogene Linie gibt den jeweiligen Wert des Moments an, die Balken stellen die Wachstumsrate des BIP dar. In dem ersten Graphen der Abbildung ist der Mittelwert der Verteilung der Wachstumsraten des realen Umsatzes abgebildet. Das Resultat ist wenig überraschend. Der Moment ist eng korreliert mit der Wachstumsrate des BIP. Die Abbildung soll hier nur verdeutlichen, dass der Datensatz, der, wie in Abschnitt 4.2 dargestellt, keine zufällige Stichprobe ist, die wesentlichen Elemente des Konjunkturzyklus wiedergibt⁶. Interessanter sind die höheren Momente. Deutlich zu erkennen ist eine negative Korrelation der Varianz und der Schiefe, während die Kurtosis positiv korreliert ist. Diese Ergebnisse stimmen mit den Ergebnissen von Higson et al. (2002, 2004) überein. Abgesehen von dem Zeitraum während und kurz nach der Wiedervereinigung Deutschlands weist die Varianz einen deutlichen Abwärtstrend auf. Während der Wiedervereinigung springt die Varianz stark nach oben, erreicht ihren Höhepunkt ca. 1993 und sinkt danach wieder. Spiegelbildlich dazu verhält sich die Kurtosis. Während die zyklischen Muster mit den Ergebnissen von Higson et al. (2002) für die USA und Higson et al. (2004) für Großbritannien übereinstimmen, kommen die beiden Untersuchungen zu dem Ergebnis, dass die Varianz trendmäßig steigt bzw. die

⁶ Im theoretischen Teil gibt es kein Pendant zu den ersten Grafiken, da hier die „Stichprobe“ der Population entspricht.

Kurtosis sinkt. Dies dürfte mit dem Sinken der Wachstumsrate des BIP in Deutschland zu erklären sein⁷.

Die deskriptiven Ergebnisse sollen nun mit Hilfe einer Regressionsanalyse überprüft werden. Dazu wird die folgende Regressionsgleichung geschätzt:

$$M_t = \alpha + \beta_1 M_{t-1} + \beta_2 M_{t-2} + \lambda_1 d \log(BIP)_t + \lambda_2 d \log(BIP)_{t-1} + u_t \quad (44)$$

M_t steht dabei für einen der Momente zum Zeitpunkt t , $d \log(BIP)_t$ ist die erste Differenz des logarithmierten BIP zum Zeitpunkt t und u_t ist der Störterm. Die griechischen Buchstaben sind die zu schätzenden Parameter. Die verzögerten Momente verhindern die andernfalls vorhandene Autokorrelation des Störterms, während die verzögerte Wachstumsrate des BIP die Persistenz des BIP-Wachstums rausfiltern soll. Der eigentlich interessante Parameter ist λ_1 . Dieser Parameter gibt den Einfluss des BIP-Wachstums, also der Konjunktur, auf den Wert des Moments wieder. Zu erwarten ist ein negatives Vorzeichen für die Varianz und die Schiefe, da beide aus der grafischen Analyse als negativ korreliert identifiziert wurden, während das Vorzeichen der Kurtosis positiv sein sollte. Für die Schätzung selber wird ein *OLS*-Schätzer benutzt.

In Tabelle 5 sind die Ergebnisse für die Regressionen angegeben. Jede Spalte steht für einen Moment als Regressand. Alle Regressionen wurden für drei verschiedene *cut-offs* durchgeführt: 25%, 50% und 100%. Die Werte in Klammern sind p -Werte für die t -Tests. Zur Berechnung wurden robuste Standardfehler, die nach der Methode von Newey und West (1987) berechnet wurden, verwendet. Bei den angegebenen Werten für die Tests handelt es sich ebenfalls um p -Werte. Der Test auf Autokorrelation ist ein Breusch-Godfrey-Test (Godfrey 1988), der Test auf Heteroskedastizität ist ein White-Test (White 1980), der *RESET*-Test ist von Ramsey (1969) und der Test auf Normalität ist von Bera und Jarque (1981). Alle Tests zeigen an, dass keine Missspezifikation der Regression vorliegt. Das verzögerte BIP-Wachstum wurde immer dann aus der Regression entfernt, wenn der Parameter bei der ersten Schätzung insignifikant war. Es kommt allerdings zu keiner nennenswerten Veränderung der Ergebnisse.

⁷ Für den Ländervergleich müssten die Variationskoeffizienten betrachtet werden. Da länderspezifisches Wachstum nicht Gegenstand der Untersuchung ist, kann darauf an dieser Stelle verzichtet werden.

Tabelle 5: Ergebnisse für die Querschnittsregression; Quelle: Döpke et al. (2005).

	Mittelwert	Varianz	Schiefe	Kurtosis
25 % Cut-off				
Konstante	-0,010 (0,008)	0,004 (0,009)	0,103 (0,002)	1,028 (0,002)
Moment, $t-1$	0,103 (0,124)	1,211 (0,000)	0,127 (0,129)	0,899 (0,000)
Moment, $t-2$	-0,240 (0,015)	-0,527 (0,006)	-0,193 (0,069)	-0,304 (0,131)
BIP Wachstum, t	1,053 (0,000)	-0,006 (0,163)	-8,077 (0,000)	0,618 (0,559)
BIP Wachstum, $t-1$	(-)	0,011 (0,045)	(-)	(-)
Adj. R^2	0,856	0,810	0,808	0,544
Test auf Autokorrelation 1. Ordnung	0,236	0,255	0,287	0,145
Test auf Autokorrelation 2. Ordnung	0,491	0,189	0,547	0,097
Test auf Heteroskedastizität	0,501	0,060	0,309	0,931
Test auf funktionale Form (RESET)	0,980	0,778	0,916	0,516
Test auf beide BIP = 0	(-)	0,071	(-)	(-)
Test auf Normalität	0,829	0,907	0,778	0,658
50 % Cut-off				
Konstante	-0,012 (0,021)	0,009 (0,001)	0,108 (0,003)	1,407 (0,000)
Moment, $t-1$	0,070 (0,211)	1,119 (0,000)	0,087 (0,551)	1,269 (0,000)
Moment, $t-2$	-0,242 (0,008)	-0,485 (0,000)	-0,112 (0,324)	-0,649 (0,000)
BIP Wachstum, t	1,556 (0,000)	-0,031 (0,084)	-5,504 (0,00)	-0,005 (0,979)
BIP Wachstum, $t-1$	(-)	0,049 (0,014)	(-)	(-)
Adj. R^2	0,875	0,706	0,682	0,735
Test auf Autokorrelation 1. Ordnung	0,369	0,360	0,244	0,549
Test auf Autokorrelation 2, Ordnung	0,649	0,479	0,135	0,296
Test auf Heteroskedastizität	0,237	0,167	0,092	0,748
Test auf funktionale Form (RESET)	0,927	0,480	0,505	0,676
Test auf beide BIP = 0	(-)	0,028	(-)	(-)
Test auf Normalität	0,885	0,730	0,301	0,418

Tabelle 5: Fortsetzung.

	100 % Cut-off			
Konstante	-0,008 (0,128)	0,019 (0,002)	0,090 (0,386)	2,348 (0,008)
Moment, $t-1$	0,043 (0,413)	1,151 (0,000)	0,080 (0,802)	1,103 (0,000)
Moment, $t-2$	-0,239 (0,005)	-0,574 (0,000)	0,317 (0,116)	-0,465 (0,002)
BIP Wachstum, t	1,767 (0,000)	-0,047 (0,042)	-2,373 (0,328)	-0,187 (0,978)
BIP Wachstum, $t-1$	(-)	0,087 (0,000)	2,790 (0,065)	(-)
Adj. R^2	0,868	0,773	0,045	0,578
Test auf Autokorrelation 1. Ordnung	0,983	0,476	0,557	0,176
Test auf Autokorrelation 2. Ordnung	0,941	0,774	0,777	0,099
Test auf Heteroskedastizität	0,200	0,343	0,426	0,755
Test auf funktionale Form (RESET)	0,942	0,357	0,973	0,978
Test auf beide BIP = 0	(-)	0,000	0,142	(-)
Test auf Normalität	0,812	0,939	0,636	0,263

Wie nicht anders zu erwarten war, ist der Koeffizient für die Wachstumsrate des BIP beim Mittelwert positiv und hoch signifikant. Der Koeffizient für die Varianz ist in allen drei Regressionen negativ, aber in der „engen“ Stichprobe insignifikant und bei dem 50%-cut-off auch nur zum 10%-Niveau signifikant. Die Schiefe ist anti-zyklisch in allen drei Stichproben, beim 100%-cut-off ist der Koeffizient allerdings nicht mehr signifikant. Die Kurtosis verändert in den verschiedenen weiten Stichproben ihr Vorzeichen und ist immer insignifikant. Somit muss für die Kurtosis festgehalten werden, dass, anders als bei Higson et al. (2002, 2004) kein Muster vorliegt. Die Schiefe ist negativ korreliert, trotz der Insignifikanz beim 100%-cut-off. Hier scheinen die Ausreißer einen zu großen Einfluss zu haben, das Vorzeichen ändert sich aber immerhin nicht. Die Varianz ist weniger eindeutig. Der Zusammenhang ist negativ, aber nur schwach ausgeprägt.

Die Ergebnisse der Untersuchung von Döpke et al. (2005) sprechen für die Richtigkeit des Mechanismus der trägen Preisanpassung. Die Schiefe ist signifikant negativ korreliert. Die Varianz hat eine Tendenz zu einer negativen Korrelation, ist aber nicht eindeutig signifikant. Die Kurtosis weist über kein Muster auf. Das sind die Ergebnisse, die sich für das Modell aus den Simulationen in Kapitel drei ergaben.

In dem Modell werden allerdings alle Ergebnisse für im Grunde homogene Firmen abgeleitet. Die Heterogenität der Firmen ergibt sich erst durch die unterschiedlichen Zeitpunkte, an denen die Firmen ihren Preis setzen können. Im Datensatz selbst sind die Firmen generell heterogen. Sie unterscheiden sich in ihrer Größe und auch durch die Zugehörigkeit zu unterschiedlichen Wirtschaftssektoren. Durch die bisherige empirische Analyse kann nicht ausgeschlossen werden, dass die negativ korrelierte Schiefe durch die Heterogenität auf Grund von Größe oder Sektorenzugehörigkeit ausgelöst wird. Um zu überprüfen, inwieweit die Schiefe durch diese Faktoren beeinflusst werden, soll eine Zerlegung der Schiefe vorgenommen werden (Higson et al. 2002, 2004). Dazu wird als erstes eine modifizierte Form des Gibrat's Law geschätzt:

$$g_{it} = z_{it} - z_{i,t-1} = \alpha_t + (\beta_t - 1)z_{i,t-1} + \delta_t D_i + u_t \quad (45)$$

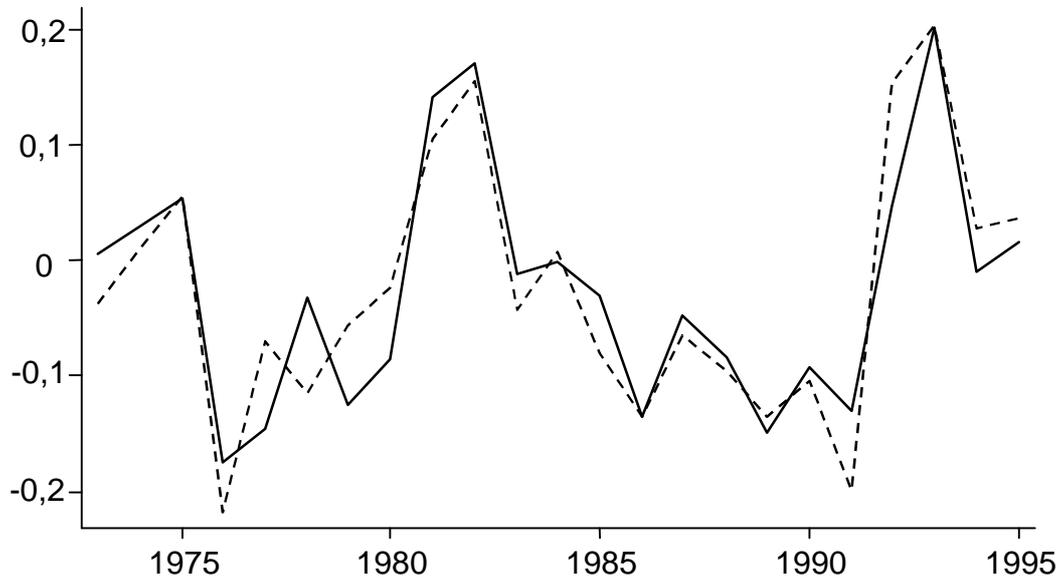
Hier ist z_{it} die Größe der Firma i zum Zeitpunkt t gemessen durch die Abweichung ihres logarithmierten realen Umsatzes vom Mittelwert der logarithmierten realen Umsätze aller Firmen zum Zeitpunkt t . D_i ist ein Dummy für den Sektor zu dem Firma i gehört. Diese Gleichung wird für jedes einzelne Jahr als Querschnittsregression geschätzt. Formt man die Gleichung um, so ergibt sich für die Schiefe der Wachstumsrate:

$$Sk(g_{it}) = [(\beta_t - 1)^3 Sk(z_{i,t-1})\sigma(z_{i,t-1})^3 + \delta_t^3 Sk(D_i)\sigma(D_i)^3 + Sk(u_t)\sigma(u_t)^3] \frac{1}{\sigma(g_{it})^3} \quad (46)$$

Die Schiefe der Wachstumsrate in jeder einzelnen Periode ist somit eine Funktion der Schiefe der Größe, des Einflusses der Sektoren und einer Restgröße u_t . In Abbildung 11 ist die Schiefe der Wachstumsrate und der Beitrag der Restgröße zu dem Verlauf der Schiefe abgebildet. Die Schiefe ist die durchgezogene Linie, die gestrichelte Linie repräsentiert den Beitrag der Restgröße.

Die Grafik zeigt, dass die Schiefe und die Restgröße fast identisch im Zeitablauf sind. Das bedeutet, dass sowohl die Größe der Firmen als auch deren Sektorenzugehörigkeit nur einen kleinen Beitrag zur Erklärung des Verlaufs der Schiefe leisten. Die negative Korrelation der Schiefe wird also nicht durch die Heterogenität der Firmen im Datensatz erklärt und muss deshalb andere Ursachen haben, wodurch die Hypothese, dass die Schiefe durch Preisstarrheit erklärt werden kann, nicht abgelehnt wird.

Abbildung 11: Zerlegung der Schiefe; Quelle: Eigene Darstellung.



4.4 Regression der Perzentile

Um genauere Einblicke in die Dynamik der Verteilung zu gewinnen, zerlegen Higson et al. (2002, 2004) und Döpke et al. (2005) für jedes einzelne Jahr die Verteilung in die einzelnen Perzentile. Jedes Perzentil stellt über den betrachteten Zeitraum eine Zeitreihe dar, womit es insgesamt 99 Zeitreihen gibt, die genauer auf den Zusammenhang mit der Wachstumsrate des BIP untersucht werden sollen.

In Tabelle 6 ist die Matrix der Korrelationskoeffizienten für die Dezile und die Wachstumsrate des BIP dargestellt. In der letzten Zeile sind die Korrelationskoeffizienten der einzelnen Dezile mit der Wachstumsrate des BIP dargestellt. Es fällt auf, dass die mittleren Dezile, also die mittleren Wachstumsraten, stärker auf Veränderungen des BIP Wachstums reagieren, als die Dezile am Rand der Verteilung. Dies könnte die negative Korrelation zwischen Schiefe und Wachstumsrate des BIP erklären. Sinkt die Wachstumsrate des BIP so bewegen sich die mittleren Dezile relativ stark nach „links“, die unteren Dezile bewegen sich nicht so stark nach links. Dies führt zu einer Konzentration von Masse am linken Ende der Verteilung, da die oberen Dezile sich ebenfalls nicht so stark nach links bewegen. Bei einem Steigen der Wachstumsrate des BIP geschieht das Gegenteil und die Masse der Verteilung befindet sich am rechten Ende. Hierdurch wäre die negative Korrelation der Schiefe erklärt.

Tabelle 6: Korrelationsmatrix der Dezile; Quelle: Döpke et al. (2005).

	10 % Dezil	20 % Dezil	30 % Dezil	40 % Dezil	50 % Dezil	60 % Dezil	70 % Dezil	80 % Dezil	90 % Dezil	$\Delta\%$ BIP
10 % Dezil	1,00									
20 % Dezil	0,99	1,00								
30 % Dezil	0,98	0,99	1,00							
40 % Dezil	0,97	0,99	0,99	1,00						
50 % Dezil	0,94	0,96	0,98	0,99	1,00					
60 % Dezil	0,90	0,94	0,96	0,98	0,99	1,00				
70 % Dezil	0,87	0,91	0,93	0,96	0,99	0,99	1,00			
80 % Dezil	0,83	0,87	0,90	0,93	0,97	0,98	0,99	1,00		
90 % Dezil	0,78	0,82	0,85	0,89	0,93	0,96	0,98	0,99	1,00	
$\Delta\%$ BIP	0,84	0,86	0,87	0,88	0,89	0,89	0,88	0,87	0,84	1,00

Zur genaueren Untersuchung des Zusammenhangs wurden die Zeitreihen der Perzentile gemäß folgender Gleichung geschätzt:

$$p_{k,t} = \alpha_{0k} + \alpha_{1k} p_{k,t-1} + \alpha_{2k} p_{k,t-2} + \lambda_{1k} d \log(BIP)_t + \lambda_{2k} d \log(BIP)_{t-1} + u_{k,t} \quad (47)$$

Das k -te Perzentil zum Zeitpunkt t wird mit $p_{k,t}$ bezeichnet. Alle anderen Bezeichnungen stimmen mit Gleichung (44) überein. In Tabelle 7 sind die Resultate für ein paar ausgewählte Regressionen dargestellt.

Tabelle 7: Ausgewählte Regressionen der Perzentile; Quelle: Döpke et al. (2005).

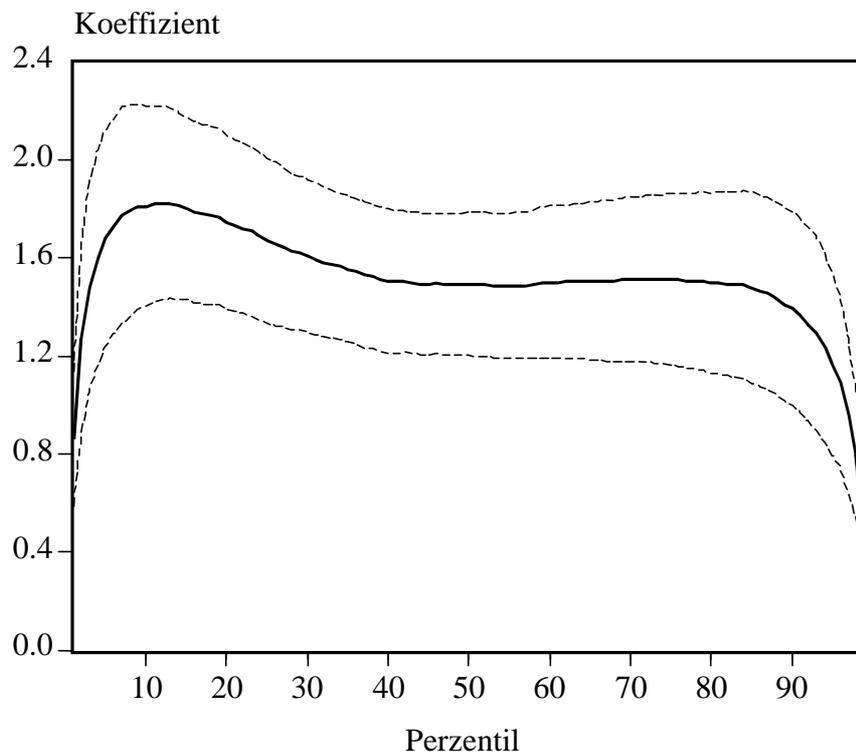
	α_0	α_1	α_2	λ_1	λ_2	R^2
5	-0,25 (-4,02)	0,39 (2,10)	-0,25 (-2,34)	1,68 (7,64)	-0,60 (-1,58)	0,77
30	-0,07 (-4,39)	0,32 (1,92)	-0,24 (-2,93)	1,61 (10,37)	-0,44 (-1,44)	0,86
50	-0,01 (-2,46)	0,12 (0,66)	-0,22 (-2,63)	1,50 (10,25)	-0,07 (-0,23)	0,85
70	0,06 (4,74)	0,13 (0,67)	-0,21 (-2,25)	1,51 (9,04)	-0,08 (-0,23)	0,81
95	0,30 (4,30)	0,11 (0,52)	-0,17 (-1,36)	1,17 (6,29)	0,02 0,06	0,67

In der linken Spalte stehen die Perzentile, die für die Regression verwendet wurden. Die Werte in Klammern geben die t -Statistik des jeweiligen Koeffizienten an. Der eigentlich interessierende Wert ist der Koeffizient für das gegenwärtige BIP Wachstum. Aus der Tabelle wird deutlich, dass der Koeffizient signifikant ist und für die einzelnen Perzentile über unterschiedliche Werte verfügt. Da bei 99 Regressionen nicht alle Regressionen einzeln

dargestellt werden können, sind die Ergebnisse für den Koeffizienten λ_1 in der Abbildung 12 zusammengefasst.

Die x-Achse gibt das jeweilige Perzentil an, während auf der y-Achse die Höhe des Koeffizienten abgetragen ist. Die durchgezogene Linie gibt den Wert des Koeffizienten an und die beiden gestrichelten Linien sind ± 2 Standardfehler. Deutlich zu erkennen ist, dass an den Rändern der Verteilung, d.h. bei den niedrigen bzw. hohen Wachstumsraten des realen Umsatzes, die Koeffizienten kleiner sind, als in der Mitte der Verteilung. Das zeigt, dass die Ränder der Verteilung weniger stark auf Veränderungen der Wachstumsrate des BIP reagieren.

Abbildung 12: Schätzung für der Perzentile; Quelle: Döpke et al. (2005).

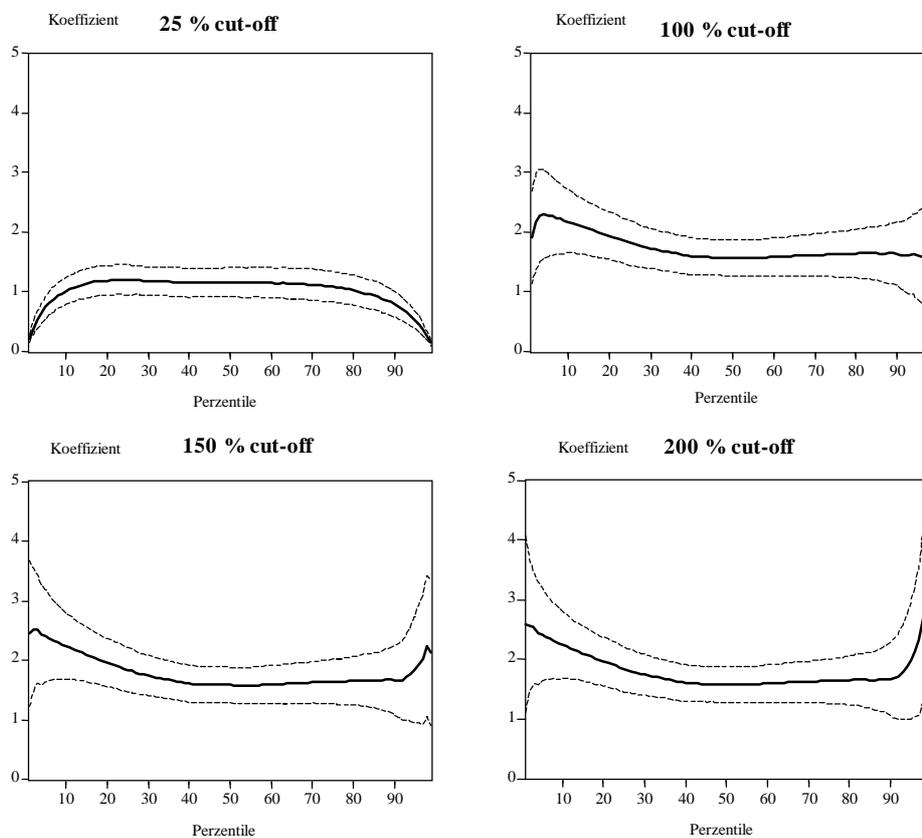


Higson et al. (2002, 2004) interpretieren diese Ergebnisse dann so, dass Firmen mit niedrigen Wachstumsraten weniger stark auf Änderungen des BIP reagieren, weil bei einer Verringerung des BIP-Wachstums die Firmen aufgrund ihrer ohnehin schlechten wirtschaftlichen Lage mit drastischen Maßnahmen reagieren, um ihren Bankrott zu verhindern. Firmen mit höheren Wachstumsraten sind bei einer Abschwächung des BIP-Wachstums noch nicht unmittelbar von einem Bankrott betroffen, so dass sie weniger drastisch reagieren. Dadurch fällt der Rückgang des Wachstums von Firmen mit niedrigen

Wachstumsraten geringer aus, wodurch die niedrigeren Koeffizienten für die unteren Perzentile erklärt werden. Firmen mit hohen Wachstumsraten hingegen stoßen bei einem beschleunigten Wachstum des BIP schnell an die Schranken möglichen Wachstums, z.B. aufgrund von Ressourcen-Engpässen. Dies führt zu dem niedrigeren Koeffizienten für die höheren Perzentile.

Sowohl mit der Analyse selbst, als auch mit der Interpretation der Ergebnisse gibt es allerdings Probleme. Das Problem bei den vorgenommenen Regressionen ergibt sich aus dem *cut-off*, der für die Ausreißerbereinigung vorgenommen wurde. Alle Firmen die eine Wachstumsrate von über 50% oder unter -50% in einer Periode haben, werden für diese Periode aus dem Datensatz entfernt. Das führt aber genau zu dem im vorigen Absatz erklärten Verhalten. Firmen in den Rand-Perzentilen fallen bei gleicher Reaktion auf eine Änderung des BIP-Wachstums, wie Firmen in der Mitte der Verteilung, mit höherer Wahrscheinlichkeit aus dem Datensatz. Der *cut-off* beschränkt die Bandbreite der Schwankungen der Rand-Perzentile, wodurch die Regressionen verzerrt sind. Um zu untersuchen, ob der *cut-off* tatsächlich die Ergebnisse beeinflusst, ist in Abbildung 13 die Abbildung 12 für verschiedene *cut-offs* repliziert.

Abbildung 13: Verschiedene Cut-offs; Quelle: Döpke et al. (2005).



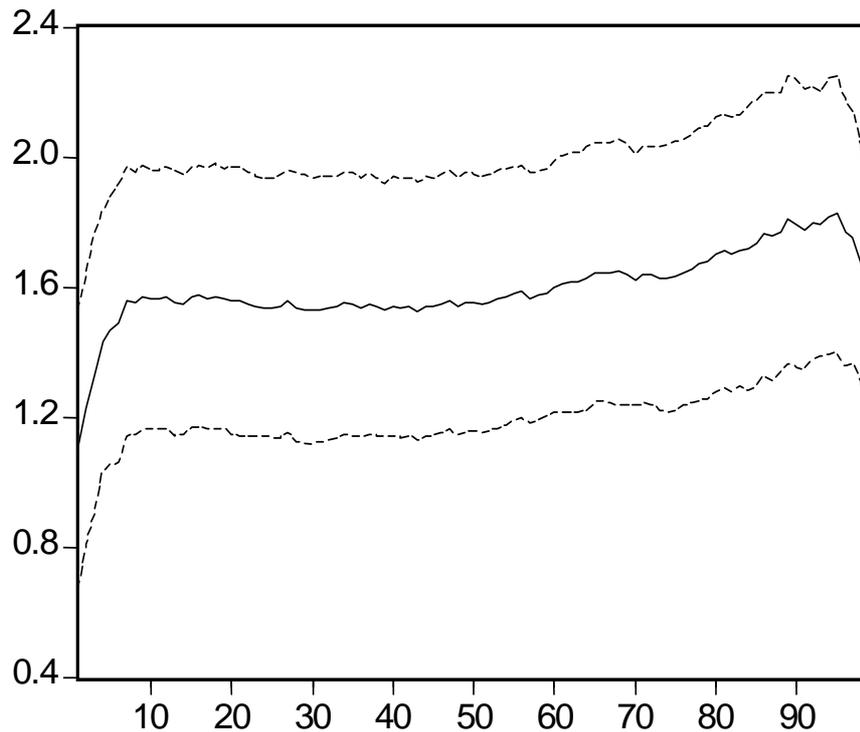
Es ist deutlich zu erkennen, dass die Ergebnisse stark von dem gewählten *cut-off* abhängen. Während sich das Ergebnis bei einem kleineren *cut-off* von +/-25% bestätigt, entfernen sich die Ergebnisse für eine Erhöhung des *cut-offs* immer weiter von dem ursprünglich umgekehrt u-förmigen hin zu einem u-förmigen Verlauf, der bei einem *cut-off* von +/- 200% deutlich zu erkennen ist. Allerdings werden bei den hohen *cut-offs* die Ergebnisse durch die Ausreißer stark beeinflusst, da die einzelnen Perzentile am Rand nun sehr breit werden, wodurch einzelne Beobachtungen einen starken Einfluss auf den Wert des Perzentils hat. Insofern steht man mit dieser Analyseverfahren vor einer fast unlösbaren Aufgabe, da der *cut-off* an sich verzerrt, ohne *cut-off* aber die Ausreißer das Ergebnis stark beeinflussen.

Eine mögliche Lösung wäre die Bildung eines kleineren Teildatensatzes aus dem Originaldatensatz, der auf Ausreißer überprüft werden könnte, so dass hier kein *cut-off* mehr benötigt würde. Probleme hierbei sind der hohe Verlust von verfügbaren Daten und natürlich die Auswahl des Teildatensatzes.

Bei dem vorliegenden Datensatz handelt es sich um einen unbalancierten Panel-Datensatz eine Möglichkeit für eine Einschränkung des Datensatzes bestünde darin, nur Firmen zu verwenden, für die jedes Jahr eine Beobachtung vorliegt und somit einen balancierten Datensatz zu schaffen. Dies würde dazu führen, dass der Datensatz nur noch aus 3463 Firmen bestünde. Dies ist immer noch eine zu hohe Anzahl, um eine Ausreißer-Analyse von Hand zu betreiben. Dies ist allerdings nicht mehr nötig, weil in diesem Datensatz nur noch Firmen vorkommen, die ohnehin absolute Wachstumsraten von weniger als 25% aufweisen. Zwar ist keine Ausreißerbereinigung mehr nötig, auf der anderen Seite zeigt dies aber auch, dass der Datensatz nun weit weniger repräsentativ ist, als der Ursprüngliche.

In Abbildung 14 ist das Ergebnis für den Koeffizienten λ_1 für den balancierten Datensatz zu sehen. Die ursprünglichen Ergebnisse aus Abbildung 13 werden mit dem kleineren Datensatz bestätigt, allerdings ist der Zusammenhang schwächer ausgeprägt, als in dem ursprünglichen Datensatz. Durch die spezielle Natur des verkürzten Datensatzes kann man auch nicht von einem robusten Ergebnis sprechen.

Abbildung 14: Balancierter Datensatz; Quelle: Döpke et al. (2005).



Ein anderes Problem ergibt sich aus der Interpretation von Higson et al. (2002, 2004). Bei dieser Interpretation der Ergebnisse wird so getan, als würde es sich bei den einzelnen Perzentilen tatsächlich um einzelne Firmen handeln bzw. es wird implizit unterstellt, dass in den einzelnen Perzentilen immer dieselben Firmen enthalten sind. Andernfalls macht eine Aussage, dass Firmen mit niedrigen Wachstumsraten, sprich niedrige Perzentile, weniger stark auf ein Sinken des BIP Wachstum reagieren keinen Sinn. Aus den Abbildungen 7 und 8 wird allerdings deutlich, dass die niedrigen Perzentile durchweg über negative Wachstumsraten verfügen. Unterstellt man nun, dass es sich immer um dieselben Firmen handelt, so würde das bedeuten, dass diese Firmen asymptotisch „verschwinden“. Es ist unmöglich für eine Firma über drei Dekaden über eine negative Wachstumsrate zu verfügen. Somit ist auch die Erklärung für die negative Korrelation von Schiefe und Wachstumsrate des BIP von Higson et al. (2002, 2004), abgesehen von den oben beschriebenen methodischen Problemen, inhaltlich schwierig nachzuvollziehen.

Diese beiden Probleme waren Ausgangspunkt für die Untersuchung von Döpke und Weber (2006) zur Mobilität von einzelnen Firmen innerhalb der Verteilung und dem Einfluss der Wachstumsrate des BIP auf die Mobilität, die im folgenden Abschnitt vorgestellt werden soll.

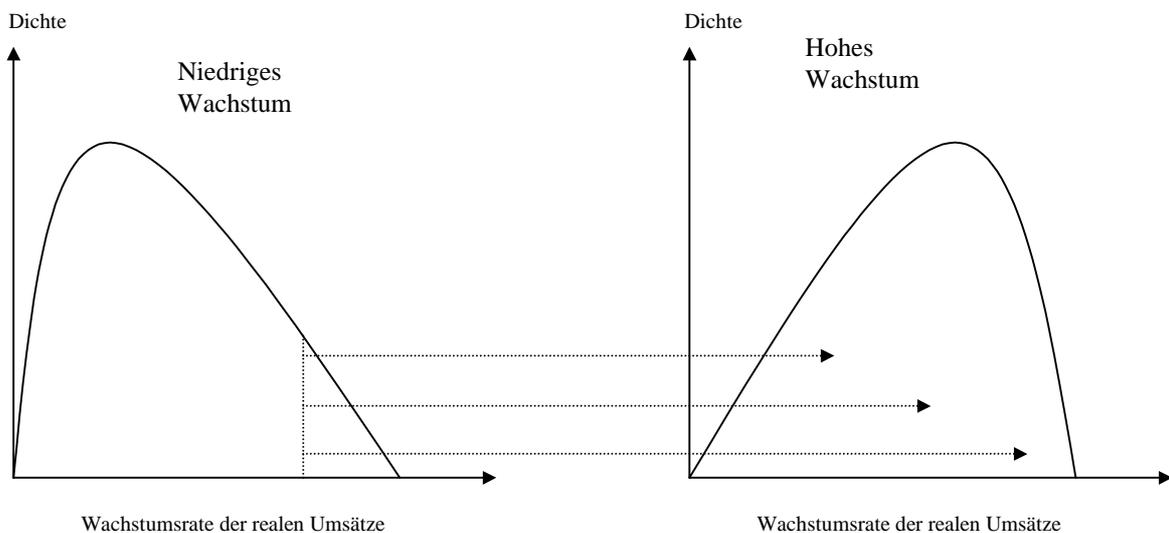
5 Die Dynamik der Firmen innerhalb der Verteilung

5.1 Empirische Methode

5.1.1 Einleitung

Im vorigen Abschnitt wurde deutlich, dass die höheren Momente der Verteilung mit der Wachstumsrate des Outputs korreliert sind. Insbesondere wurde eine negative Korrelation zwischen der Schiefe der Verteilung und der Wachstumsrate des Outputs gefunden. Der Erklärungsversuch von Higson et al. (2002, 2004) konnte aber nicht überzeugen. Es wurde deutlich, dass die Analyse der Verteilung ergänzt werden muss, um eine Analyse der Bewegung der einzelnen Firmen innerhalb der Verteilung. Abbildung 15 verdeutlicht diese Überlegung grafisch.

Abbildung 15: Beziehung zwischen Schiefe und Mobilität; Modifiziert entnommen aus: Döpke und Weber (2006).



Im linken Teil der Grafik ist eine rechtsschiefe Verteilung zu sehen, wie sie sich nach der empirischen Analyse ergibt, wenn das Wirtschaftswachstum negativ ist. Im rechten Teil ist dann eine linksschiefe Verteilung bei hohem Wachstum abgebildet. Die im Folgenden zu untersuchende Frage ist, ob Firmen bei einer Änderung der Wachstumsrate des Outputs innerhalb der Verteilung an der gleichen Position bleiben, auch wenn sich die Verteilung verändert, oder ob sich die Position mit der Änderung der Wachstumsrate ebenfalls verändert.

Zur Beantwortung dieser Frage haben Döpke und Weber (2006) die Übergangswahrscheinlichkeiten der Firmen berechnet. Da diese Methode nicht zu den Standardmethoden der empirischen Wirtschaftsforschung zählt, soll sie nachfolgend kurz vorgestellt werden.

5.1.2 Übergangswahrscheinlichkeiten und Markov-Ketten

Eine Markov-Kette⁸ ist ein stochastischer Prozess $\{x_t\}$ mit der Eigenschaft, dass für alle t und alle $k \geq 1$ gilt:

$$Pr(x_{t+l} | x_t, x_{t-1}, \dots, x_{t-k}) = Pr(x_{t+l} | x_t) \quad (48)$$

Die Variable x_t beschreibt dabei einen Zustand, in dem sich ein Objekt zum Zeitpunkt t befindet. Die möglichen Zustände m , die endlich sein müssen, werden in dem Vektor $\bar{x} \in R^m$ zusammengefasst. Die Markov-Eigenschaft, die in Gleichung (48) dargestellt ist, besagt nun, dass die Wahrscheinlichkeit in $t+l$ in einem bestimmten Zustand zu sein, nur davon abhängt, in welchem Zustand sich das Objekt in der Periode t befand. Das bedeutet, dass alle möglichen Informationen, für eine Prognose über den zukünftigen Zustand, bereits in dem heutigen Zustand enthalten sind. Die Markov-Eigenschaft ist somit vergleichbar mit einem einfachen AR(1) Prozess, wobei bei einem AR(1)-Prozess die „Zustände“ nicht endlich sind, sondern aus der gesamten Menge der reellen Zahlen stammen. Die Wahrscheinlichkeiten (48) werden in der Übergangswahrscheinlichkeitsmatrix (*transition matrix*) P mit der Dimension $m \times m$ zusammengefasst, wobei jedes Element gegeben ist durch:

$$P_{ij} = Pr(x_{t+1} = \bar{x}_j | x_t = \bar{x}_i) \quad (49)$$

Der Index i steht hierbei also für den Ausgangszustand in t , der Index j für den Zustand, in den das Objekt in $t+1$ wechselt. Damit geben die Zeilen der Matrix die Ausgangszustände an während die Spalten die Zustände darstellen, in die das Objekt wechseln kann. Da die Zustände so definiert sind, dass sich jedes Objekt immer in einem der Zustände befinden

muss, gilt $\sum_{j=1}^m p_{ij} = 1$.

⁸ Für eine vertiefte Betrachtung von Markov-Ketten sei auf das erste Kapitel von Ljungqvist und Sargent (2000) verwiesen.

Definiert man $P(t)$ als die Übergangswahrscheinlichkeitsmatrix, die für den Zeitpunkt t gilt, also den Übergang der Objekte von einem Zustand in t in einen anderen Zustand in $t+1$ beschreibt, so lassen sich Markov-Ketten unterteilen in homogen und nicht-homogen⁹. Eine Markov-Kette wird dann als homogen bezeichnet, wenn für jedes t gilt: $P(t) = P$, d.h. die Übergangswahrscheinlichkeiten sind im Zeitablauf konstant. Für die folgende Untersuchung macht es nur Sinn von nicht-homogenen Markov-Ketten auszugehen. Es soll ja gerade untersucht werden, wie sich die Übergangswahrscheinlichkeiten mit der Änderung des Outputwachstums verändern. Homogene Markov-Ketten würden diesen Zusammenhang nicht berücksichtigen, weshalb auf die Darstellung verzichtet wird¹⁰. Anderson und Goodman (1957) stellen einen Test vor, mit dem diese Annahme getestet werden kann. Auch auf die Darstellung des Tests wird verzichtet, da bei einem signifikanten Einfluss des Outputwachstums auf die Übergangswahrscheinlichkeiten gezeigt ist, dass die Markov-Ketten nicht-homogen sind. Für nicht-homogene Markov-Ketten ist die Wahrscheinlichkeit $p_{ij}(t)$ definiert, als die Wahrscheinlichkeit von Zustand \bar{x}_i zum Zustand \bar{x}_j während des Zeitraums zwischen t und $t+1$ zu wechseln. Die Wahrscheinlichkeit selbst ist nicht beobachtbar. Was hingegen beobachtet werden kann, ist die Anzahl an Objekten $n_{ij}(t)$, die vom Zustand \bar{x}_i zum Zustand \bar{x}_j im Zeitraum zwischen t und $t+1$ wechseln.

Die bedingte Verteilung für $n_{ij}(t)$ für $j=1, \dots, m$, wenn die Anzahl an Objekten $n_{i\bullet}(t)$ im Zustand \bar{x}_i zum Zeitpunkt t gegeben ist, ist multinomial verteilt (Anderson 1954, S. 36):

$$\frac{n_{i\bullet}(t)!}{\prod_{j=1}^m n_{ij}(t)!} \prod_{j=1}^m p_{ij}(t)^{n_{ij}(t)} \quad (50)$$

Maximiert man die Likelihoodfunktion hinsichtlich $p_{ij}(t)$ unter Beachtungen der Nebenbedingungen:

$$p_{ij}(t) \geq 0 \quad (51)$$

⁹ In früheren Veröffentlichungen findet sich häufiger der Begriff stationär und nicht-stationär. Da dieser Begriff in der Zeitreihenanalyse eindeutig besetzt ist, ist die neuere Terminologie vorzuziehen, auch wenn diese ebenfalls an anderen Stellen, z.B. bei Produktionsfunktionen, Verwendung findet.

¹⁰ Für eine Darstellung von homogenen Markov-Ketten sei auf Anderson und Goodman (1957) verwiesen.

$$\sum_{j=1}^m p_{ij}(t) = 1 \quad (52)$$

so ergibt sich der Maximum-Likelihood-Schätzer für $p_{ij}(t)$ als:

$$\hat{p}_{ij}(t) = \frac{n_{ij}(t)}{n_{i\bullet}(t)} \quad (53)$$

Die Interpretation des Schätzers ist intuitiv leicht verständlich. Die Anzahl der beobachteten Bewegungen von Zustand \bar{x}_i in den Zustand \bar{x}_j wird geteilt durch die Anzahl aller Objekte, die sich zum Ausgangszeitpunkt t im Zustand \bar{x}_i befanden. Somit ist der Maximum-Likelihood-Schätzer für die Übergangswahrscheinlichkeit die relative Häufigkeit der beobachteten Bewegungen (Anderson und Goodman 1957).

5.1.3 Das multinomiale Logit-Modell

Schätzt man die Matrix der Übergangswahrscheinlichkeiten für jede einzelne Periode t , so kann man die Übergangswahrscheinlichkeiten für Phasen mit negativen Wachstumsraten des Outputs mit Phasen von positiven Wachstumsraten vergleichen, um Aussagen über den Einfluss des Outputwachstums auf die Mobilität innerhalb der Verteilung zu gewinnen. Es ist unmittelbar klar, dass bei einer langen Zeitreihe dieser Vergleich sehr aufwendig ist. Aussagen über die statistische Signifikanz können gemacht werden (Anderson und Goodman 1957), aber der genaue Einfluss der Höhe der Wachstumsrate wird nicht berücksichtigt. Bei dem Vergleich der unterschiedlichen Matrizen würde letztendlich eine eigentlich stetige Variable, das BIP-Wachstum, in eine diskrete Variable verwandelt, die nur noch zwischen positivem und negativem Wachstum unterscheidet. Das Problem wird noch verstärkt, wenn man andere Einflussfaktoren berücksichtigen will. Zwar ist es theoretisch möglich die Matrizen für Untergruppen zu berechnen, so dass z.B. Einflussfaktoren wie Unternehmensgröße berücksichtigt werden, die Anzahl der betrachteten Matrizen vergrößert sich aber dementsprechend multiplikativ um den Faktor der weiteren Unterteilung. Vergleiche zwischen den einzelnen Klassen werden so extrem aufwendig. Ein besseres Ergebnis verspricht der Einsatz der Regressionsanalyse. Regressiert man die Übergangswahrscheinlichkeiten auf entsprechende erklärende Variablen, so erzielt man einfach interpretierbare Ergebnisse, berücksichtigt die Stetigkeit der erklärenden Variablen und erhält unmittelbar Aussagen über die Signifikanz der Einflüsse. Das angemessene Regressionsmodell ist in diesem Fall das multinomiale Logit-Modell (McFadden 1974).

Zur Verwendung dieses Modells müssen die Daten in Untergruppen organisiert werden. Die Untergruppen sind die jeweiligen Zustände \bar{x}_i , so dass sich m Untergruppen ergeben. Ein Objekt ist in der Untergruppe i , wenn das Objekt sich in Periode t in Zustand \bar{x}_i befand. Für jede Beobachtung k der Untergruppe i wird nun eine Variable Y_{ki} definiert:

$$Y_{ki} \equiv \left\{ j \text{ wenn } x_{t+1} = \bar{x}_j \wedge x_t = \bar{x}_i \right\} \quad (54)$$

Die Zustände sind nummeriert von $j=1, \dots, m$. Die Definitionsgleichung (54) ordnet nun jeder Beobachtung k der Untergruppe i die Nummer des Zustandes zu, in die sich das beobachtete Objekt in Periode $t+1$ befindet. Die Variable Y_{ki} kann nun auf eine entsprechende Auswahl von unabhängigen Variablen z regressiert werden:

$$Y_{ki} = \mathbf{z}'_{kj} \boldsymbol{\beta}_j + \varepsilon_{kj} \quad (55)$$

Der Vektor \mathbf{z}_{kj} umfasst die unabhängigen Variablen für die Beobachtung k der Untergruppe i , während $\boldsymbol{\beta}_j$ der Vektor der zu schätzenden Parameter ist. ε_{kj} ist der Fehlerterm. Nimmt man nun an, dass die Fehlerterme unabhängig Gumbel-verteilt sind, dann ergibt sich für die Wahrscheinlichkeit sich in Zustand j zu befinden:

$$Pr(Y_{ki} = j) = \frac{e^{\mathbf{z}'_{kj} \boldsymbol{\beta}_j}}{\sum_{h=1}^m e^{\mathbf{z}'_{kj} \boldsymbol{\beta}_h}} \quad (56)$$

Hierdurch ist das multinomiale Logit-Modell gegeben. Die Lösung des Modells, also der Schätzwert für $\boldsymbol{\beta}_j$, ist allerdings nicht eindeutig bestimmt. Dies wird aus Gleichung (56) deutlich. Für jede beliebige Konstante c , die zum Vektor $\boldsymbol{\beta}_j$ addiert wird, ergibt sich das gleiche Ergebnis für die Wahrscheinlichkeit in (56). Das Modell muss normalisiert werden. Dazu wird der Koeffizient für einen der Zustände auf 0 restringiert, so dass sich für die Wahrscheinlichkeiten nun:

$$Pr(Y_{ki} = j) = \frac{e^{\mathbf{z}'_{kj} \boldsymbol{\beta}_j}}{1 + \sum_{h=2}^m e^{\mathbf{z}'_{kj} \boldsymbol{\beta}_h}} \quad (57)$$

ergibt, wobei in diesem Fall der Koeffizient $\beta_1=0$ gesetzt wurde. Die Parameter werden dann durch Maximierung der Log-Likelihood-Funktion für (57) berechnet. Damit lassen sich dann $m-1$ log-odd-Verhältnisse berechnen:

$$\ln \left[\frac{p_{kj}}{p_{kh}} \right] = z'_k (\beta_j - \beta_h) \quad (58)$$

Das Problem bei der Verwendung des multinomialen Logit-Modells besteht darin, dass die Parameter durch die Normalisierung nicht die absolute Veränderung der Wahrscheinlichkeiten angeben, sondern immer nur die relative Änderung gegenüber dem Normierungszustand. Dadurch ergeben sich Interpretationsschwierigkeiten. Sind z.B. alle $m-1$ geschätzten Koeffizienten negativ, verringert sich die Wahrscheinlichkeit relativ zum Normierungszustand, wenn die unabhängige Variable steigt, so ist klar, dass die Wahrscheinlichkeit für den Normierungszustand gestiegen sein muss. Dies ergibt sich daraus, dass die Wahrscheinlichkeit sich in $t+1$ in einem Zustand zu befinden gerade eins ist. Sinken also alle Wahrscheinlichkeiten relativ zum Normierungszustand, so muss die Übergangswahrscheinlichkeit für den Normierungszustand steigen. Steigt die absolute Wahrscheinlichkeit für den Normierungszustand, so kann es möglich sein, dass die Übergangswahrscheinlichkeit für einen der anderen Zustände zwar relativ zur Übergangswahrscheinlichkeit des Normierungszustandes sinkt, aber absolut immer noch steigt. Dies ist genau dann der Fall, wenn die Übergangswahrscheinlichkeit absolut zunimmt, die Zunahme aber kleiner ist, als die absolute Zunahme der Übergangswahrscheinlichkeit für den Normierungszustand. Mit Hilfe des multinomialen Logit-Modells lassen sich also keine direkten Aussagen über die absolute Veränderung der Übergangswahrscheinlichkeiten machen. Die absolute Veränderung der Übergangswahrscheinlichkeiten bei einer Änderung des Outputwachstums ist aber genau der Zusammenhang, der für diese Untersuchung interessant ist. Deshalb soll im nächsten Abschnitt erläutert werden, wie ein einfaches Logit-Modell für die Schätzung verwendet werden kann, so dass Aussagen über die absolute Veränderung der Übergangswahrscheinlichkeiten gemacht werden können.

5.1.4 Das Logit-Modell zur Untersuchung der absoluten Veränderung der Übergangswahrscheinlichkeiten

Die folgende Vorgehensweise wurde von Spilerman (1972) vorgeschlagen. Hier werden die Beobachtungen wieder in Untergruppen aufgeteilt, die sich aus den Zuständen zum Zeitpunkt t ergeben. Nun wird eine binär-kodierte Variable definiert, so dass gilt:

$$y_{ij} \equiv \begin{cases} 1 & \text{wenn } x_{t+1} = \bar{x}_j \wedge x_t = \bar{x}_i \\ 0 & \text{wenn } x_{t+1} = \bar{x}_k, k \neq j \wedge x_t = \bar{x}_i \end{cases} \quad (59)$$

Die Variable ist so definiert, dass alle Beobachtungen, die von Zustand \bar{x}_i in den Zustand \bar{x}_j wechseln, eine Eins erhalten, während dem Rest der Beobachtungen, die zwar in Zustand \bar{x}_i waren, aber in einen anderen Zustand als \bar{x}_j wechseln, eine Null zugeordnet wird. Spilerman (1972) schlug in seinem Artikel vor, für die abhängige Variable y_{ij} ein *OLS*-Modell zu verwenden. Da die abhängige Variable binär kodiert ist, hat die Verwendung von *OLS* Nachteile. Es kann gezeigt werden, dass die Fehlerterme bei der Verwendung von *OLS* automatisch heteroskedastisch sind. Dieses Problem könnte durch die Verwendung von robusten Standardfehlern umgangen werden. Das zweite Problem wiegt schwerer. Setzt man Werte für die unabhängigen Variablen ein, so können die Ergebnisse für die prognostizierten Werte der abhängigen Variable größer als Eins oder kleiner als Null werden. Da die prognostizierten Werte bei einer binär kodierten Variablen die Wahrscheinlichkeit angeben, sich in einem der beiden Zustände zu befinden, machen solche Werte keinen Sinn. Aus diesem Grund wird heutzutage bei einer binären abhängigen Variablen üblicherweise ein Logit- oder Probit-Modell verwendet (vgl. z.B. Wooldridge 2006).

Verwendet man eine logistische Funktion $\Lambda(\mathbf{z}'\boldsymbol{\beta})$, so ergibt sich als Übergangswahrscheinlichkeitenmatrix:

$$P = \begin{pmatrix} y_{11} = \Lambda(\mathbf{z}'\hat{\boldsymbol{\beta}}_{11}) & \dots & y_{1m} = \Lambda(\mathbf{z}'\hat{\boldsymbol{\beta}}_{1m}) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ y_{m1} = \Lambda(\mathbf{z}'\hat{\boldsymbol{\beta}}_{m1}) & \dots & y_{mm} = \Lambda(\mathbf{z}'\hat{\boldsymbol{\beta}}_{mm}) \end{pmatrix} \quad (60)$$

Die Schätzung muss für jede Untergruppe, genau wie bei der multinomialen Logit-Regression, durchgeführt werden. Bei dieser Regression muss aber, im Gegensatz zur multinomialen Logit-Regression, für jeden einzelnen Wechsel eine eigene Schätzung berechnet werden. D.h. für jede Untergruppe müssen m Regressionen geschätzt werden.

Die geschätzten Koeffizienten geben dann die absolute Veränderung der Übergangswahrscheinlichkeit an. Das Problem, das sich bei dieser Methode ergibt, ist dass die m Regressionen pro Untergruppe unabhängig voneinander geschätzt werden. Dadurch ist nicht gewährleistet, dass sich die Wahrscheinlichkeiten für eine beliebige Konstellation von Werten für die unabhängigen Variablen tatsächlich zu Eins aufaddieren. Lediglich wenn man die Durchschnittswerte für die tatsächlich verwendeten Daten der unabhängigen Variablen in die geschätzte Gleichung einsetzt, ergeben sich die ursprünglichen Übergangswahrscheinlichkeiten, die mit der Methode aus Abschnitt 5.1.2 berechnet wurden.

Dies ergibt sich aus der notwendigen Bedingung für die Maximierung der Likelihood-Funktion:

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \beta} = \sum_{k=1}^{n_{i\bullet}} (y_{ijk} - A_k) \mathbf{z}_k = 0 \quad (61)$$

Wenn der Vektor \mathbf{z}_k eine Konstante enthält, folgt damit:

$$\sum_{k=1}^{n_{i\bullet}} y_{ijk} = \sum_{k=1}^{n_{i\bullet}} A_k \quad (62)$$

Aus der Definition von y_{ij} in Gleichung (59) ergibt sich, dass $\sum_{i=1}^{n_{i\bullet}} y_{ijk} = n_{ij}$ gilt, was wiederum impliziert, dass

$$\frac{\sum_{k=1}^{n_{i\bullet}} y_{ijk}}{n_{i\bullet}} = \hat{p}_{ij} = \frac{\sum_{k=1}^{n_{i\bullet}} A_k}{n_{i\bullet}} \quad (63)$$

gilt.

Die Verwendung der Methode von Spilerman (1972) liefert also Resultate, die mit den empirischen Übergangswahrscheinlichkeiten übereinstimmen. Durch die Nichtberücksichtigung der Interdependenz der m Regressionen pro Untergruppe sind die Ergebnisse allerdings verzerrt. Dies gilt nicht für das multinomiale Logit-Modell. Da sich hier allerdings Probleme bei der Interpretation der Ergebnisse ergeben, weil nur relative Änderungen der Wahrscheinlichkeiten berücksichtigt werden, werden in der folgenden Untersuchung beide Methoden angewendet. Die Logit-Regression zur Ermittlung der absoluten Änderung der Wahrscheinlichkeiten und die multinomiale Logit-Regression zur Überprüfung der Robustheit der Ergebnisse.

5.1.5 Die stochastische Kerndichte-Schätzung

In den vorigen Abschnitten wurden immer eine endliche Anzahl von Zuständen betrachtet, in denen sich das beobachtete Objekt befindet. Dies ist weiter kein Problem, wenn das interessierende Merkmal des beobachteten Objektes auch tatsächlich diskret ist. Ist es hingegen stetig, wie das bei der Wachstumsrate der Umsätze von Unternehmen der Fall ist, dann stellt sich die Frage, wie diese Zustände definiert sind. Notwendigerweise ist die Definition von diskreten Zuständen für ein stetiges Merkmal immer willkürlich (Bulli 2001).

Ein Vorschlag zum Umgehen dieses Problems ist die Verwendung von stochastischen Kerndichte-Schätzern (Quah 1997).

Angenommen $F_{x,t}$ sei die Verteilung über das Merkmal x zum Zeitpunkt t und $T_{t,s}$ sei ein Operator, der das Gesetz der Bewegung für die Verteilung $F_{x,t}$ so abbildet, dass gilt:

$$F_{x,s} = T_{t,s} F_{x,t} \quad (64)$$

dann ist eine stochastische Kerndichte M so definiert, dass gilt:

$$F_{x,s}(x^*) = \int_{-\infty}^{\infty} M_{t,s}(x^#, (-\infty, x^*]) dF_{x,t}(x^#) \quad (65)$$

(Quah 2007, S. 15).

Daraus ergibt sich, dass die stochastische Kerndichte-Schätzung eine bedingte Dichtefunktion $f(x_{t+1} = \bar{x}_j | x_t = \bar{x}_i) = p_{ij}$ ist. Als Schätzer für diese bedingte Dichtefunktion ist dementsprechend der Quotient aus bivariater Kerndichte für die Zeitpunkte t und $t+1$ und der Kerndichte für den Zeitpunkt t (Quah 2007, S.37):

$$f(x_{t+1} = \bar{x}_j | x_t = \bar{x}_i) = \frac{f(x_{t+1} = \bar{x}_j, x_t = \bar{x}_i)}{f(x_t = \bar{x}_i)} \quad (66)$$

Das Ergebnis der stochastischen Kerndichte-Schätzung wird in einem dreidimensionalen Graphen abgebildet. Auf der x- und y-Achse sind die beiden stetigen Zustandsräume für t und $t+1$ abgetragen, auf der z-Achse die bedingte Kerndichte. Interessiert man sich, wie in der vorliegenden Arbeit für die Veränderung in der Zeit, so kann man dass mit Hilfe der stochastischen Kerndichte nur durch einen Vergleich der unterschiedlichen dreidimensionalen Graphen machen. Er gibt keine objektiven statistischen Kriterien mit deren Hilfe eine Beurteilung möglich wäre. Auch Abhängigkeiten, wie im diskreten Fall durch einfache oder multinomiale Logit-Modelle, können mit der stochastischen Kerndichte nicht untersucht werden.

Darüber hinaus ist es fraglich, ob die willkürliche Festlegung von Zuständen, die bei einer stetigen Variablen notwendig wäre, durch die stochastische Kerndichte umgangen würde. Ein Kerndichteschätzer ist gegeben durch (Quah 2007, S.24):

$$\hat{f}(x) \equiv \frac{1}{Jb} \sum_{j=1}^J K\left(\frac{x - x_j}{b}\right) \quad (67)$$

wobei b die Bandbreite und K ein zu bestimmender Kern ist. Die Bandbreite wird im Regelfall durch die Silverman-Regel (Silverman 1986) festgelegt, sie kann aber auch vom Benutzer vorgegeben werden. Innerhalb eines Intervalls, das der Bandbreite entspricht, werden die dort realisierten Werte in gewichteter Form zur Bestimmung der Dichte herangezogen. Die Gewichtung erfolgt durch den Kern, der einer beliebigen Verteilung entsprechen kann, wobei häufig eine Normalverteilung verwendet wird. Daraus wird deutlich, dass auch bei der Verwendung von stochastischen Kerndichteschätzungen das Problem der „Diskretisierung“ einer stetigen Variablen nicht verschwindet, es wird nur anhand bestimmter Regeln und Festlegungen gelöst.

Aus diesen Gründen sollen die stochastischen Kerndichteschätzungen hier zwar präsentiert werden, aber nur zur Überprüfung der Ergebnisse, die mit Hilfe der Übergangswahrscheinlichkeiten gewonnen wurden.

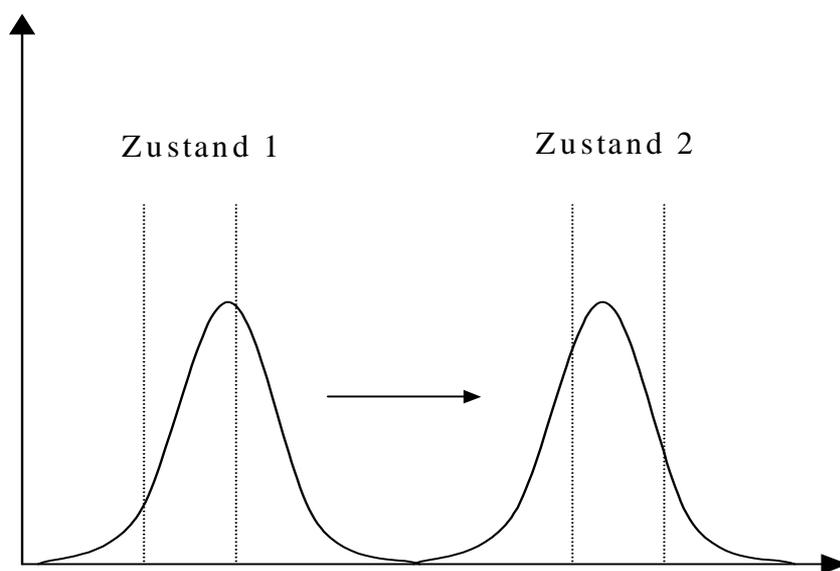
5.2 Definition der Zustände

Die von Döpke und Weber (2006) verwendeten Daten sind die gleichen Daten der Unternehmensbilanzstatistik, die auch für Döpke et al. (2005) verwendet wurden. Deshalb sei an dieser Stelle auf Abschnitt 4.2 verwiesen. Es wird wieder die Wachstumsrate der realen Umsätze der einzelnen Unternehmen verwendet, wobei für die Deflationierung der BIP-Deflator genutzt wurde. Wie bei der im vorigen Kapitel vorgestellten Untersuchung von Döpke et al. (2005), wurden bei dieser Untersuchung *cut-offs* verwendet. Die im Folgenden vorgestellten Ergebnisse basieren auf einem *cut-off* von $\pm 50\%$, wie im vorigen Kapitel wurden aber zur Überprüfung der Robustheit verschiedene *cut-offs* verwendet. Alle Ergebnisse sind völlig unabhängig von dem gewählten *cut-off* und selbst ohne Ausreißerbereinigung konnten die Ergebnisse repliziert werden.

Für die Definition der Zustände bieten sich zwei Alternativen an. Die Zustände lassen sich absolut oder relativ definieren. Bei der absoluten Definition der Zustände würden feste Schranken für die Wachstumsrate gesetzt, z.B. -50% bis -40% als ein Zustand, -40% bis -30% als nächster Zustand und so weiter. Problematisch bei dieser Definition ist, dass die Mobilitätseffekte, also die Bewegung innerhalb der Verteilung, und die Verschiebung bzw. Veränderung der Verteilung selbst miteinander vermischt werden. Dies wird aus Abbildung 16 deutlich. Die vier gestrichelten Linien kennzeichnen zwei räumlich voneinander entfernte Zustände. In der Ausgangssituation, dargestellt durch die linke Verteilungsfunktion, ist die Masse der Beobachtungen in Zustand 1. Nun verschiebt sich die Verteilung nach rechts,

dargestellt durch den Pfeil. Die Masse der Beobachtungen befände sich nun in Zustand 2. Angenommen, es habe sich kein Unternehmen innerhalb der Verteilung bewegt, so würde in der dargestellten Situation die Übergangswahrscheinlichkeit in etwa 1 betragen, da der Teil der Verteilung sich in Zustand 2 befindet, der in der Ausgangssituation in Zustand 1 war. Würden wir jetzt die Übergangswahrscheinlichkeit als Maß für die Mobilität nehmen, so kämen wir mit den absoluten Zuständen auf eine hohe Mobilität, obwohl sich nur die Verteilung verschoben hat, die Unternehmen innerhalb der Verteilung aber immer noch an der gleichen Position sind.

Abbildung 16: Absolute Zustände; Quelle: Eigene Darstellung.

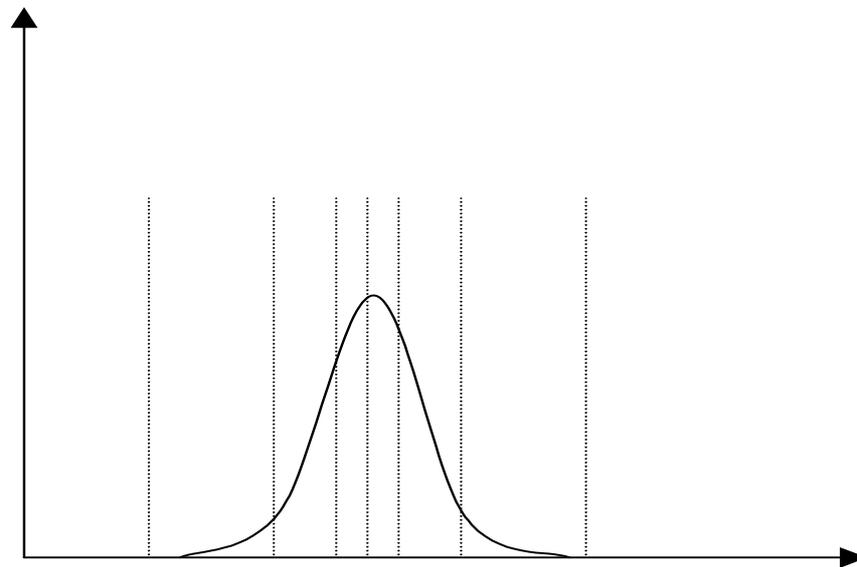


Definieren wir die Zustände relativ, so nutzen wir entsprechend ausgewählte Perzentile als Zustände. Die Perzentile der Verteilung verändern sich, wenn sich die Verteilung bewegt. Deshalb erfolgt eine Trennung der Effekte, die sich aus der Dynamik der Verteilung ergeben, und den Mobilitätseffekten, die im Folgenden untersucht werden sollen. Durch die Verwendung von Perzentilen wird mit den Übergangswahrscheinlichkeiten untersucht, wie sich die Rangfolge der Unternehmen in der Verteilung im Zeitablauf verändert und welchen Einfluss das Outputwachstum auf die Veränderung der Rangfolge hat.

Für die vorliegende Untersuchung wurden Dezile als Zustände definiert. Hier liegt ein *trade-off* vor, da man einerseits möglichst kleine Zustände haben möchte, um die Mobilität möglichst genau zu untersuchen. Andererseits steigen die zu interpretierenden Ergebnisse mit der Anzahl der Zustände exponential. Bei zehn Zuständen erhält man bereits 100 Übergangswahrscheinlichkeiten pro Jahr. Die Darstellung für mehr Zustände wird schnell recht unhandlich. Außerdem müssen die Zustände mit ausreichend Beobachtungen besetzt

sein, damit die statistischen Ergebnisse auch aussagekräftig sind. Dezile scheinen ein vertretbarer Kompromiss zu sein. Zur Überprüfung der Ergebnisse wurden aber auch Quintile verwendet. Die Ergebnisse verändern sich bei dieser alternativen Definition der Zustände nicht.

Abbildung 17: Relative Zustände; Quelle: Eigene Darstellung.



Abgesehen von der Wahl der Perzentile verdeutlicht Abbildung 17 ein weiteres Problem, das sich bei der Verwendung von Perzentilen ergibt. Perzentile umfassen den gleichen Anteil an Beobachtungen, d.h. an der oder den Stellen der Verteilung, an denen sich die Masse der Unternehmen konzentriert, sind die Zustände schmalere, als in den dünn besetzten Teilen der Verteilung. Da für einen Wechsel aus einem schmalen Zustand der Verteilung nur geringe Änderungen der entsprechenden Variable nötig sind, sollte hier ein Wechsel mit erhöhter Wahrscheinlichkeit eintreten, während in den dünn besetzten Stellen der Verteilung eine geringere Wahrscheinlichkeit für einen Wechsel zu beobachten sein sollte. Dies hindert nicht daran, diese Definition zu verwenden, aber bei der Interpretation der Ergebnisse sollte diese Tatsache berücksichtigt werden.

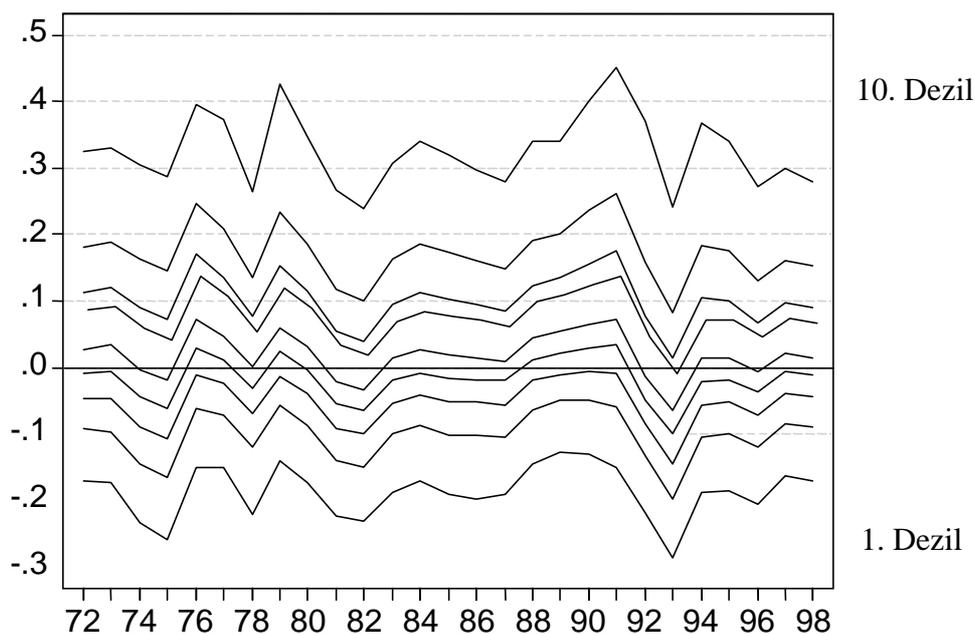
5.3 Ergebnisse für den Querschnitt

Die einzelnen Dezile wurden für den *cut-off* von $\pm 50\%$ berechnet und sind in Abbildung 18 dargestellt. Die y-Achse gibt die Werte für die Dezile an, auf der x-Achse werden die einzelnen Jahre abgetragen. In der Grafik ist zu erkennen, dass die Dezile und damit die Zustände mit dem Outputwachstum variieren. In Phasen schwächeren wirtschaftlichen Wachstums, z.B. 1975, 1982 und 1993, sinken die Werte für die Dezile, während die Werte in

Phasen mit hohem Wachstum, z.B. 1991/92, steigen. Ebenfalls zu erkennen ist, dass die Breite der Dezile variiert. Bei den moderaten positiven Wachstumsraten und der Nulllinie liegen die Dezile enger zusammen, da hier der Grossteil der Firmen konzentriert ist. Die Ränder, also die Dezile mit extrem negativen bzw. positiven Wachstumsraten, sind entsprechend breiter.

Die Zustände werden durchnummeriert vom niedrigsten zum höchsten Dezil, Zustand eins ist das erste Dezil, also das Dezil in dem sich die Firmen mit den niedrigsten Wachstumsraten befinden. Der Zustand zehn ist dementsprechend das oberste Dezil mit den Firmen mit den höchsten Wachstumsraten. Jeder Firma in dem Datensatz wird für jedes Jahr eine Nummer entsprechend des jeweiligen Dezils zugeordnet. Nun kann gemäß Gleichung (53) die Übergangswahrscheinlichkeit berechnet werden.

Abbildung 18: Die einzelnen Zustände; Quelle: Döpke und Weber (2006).



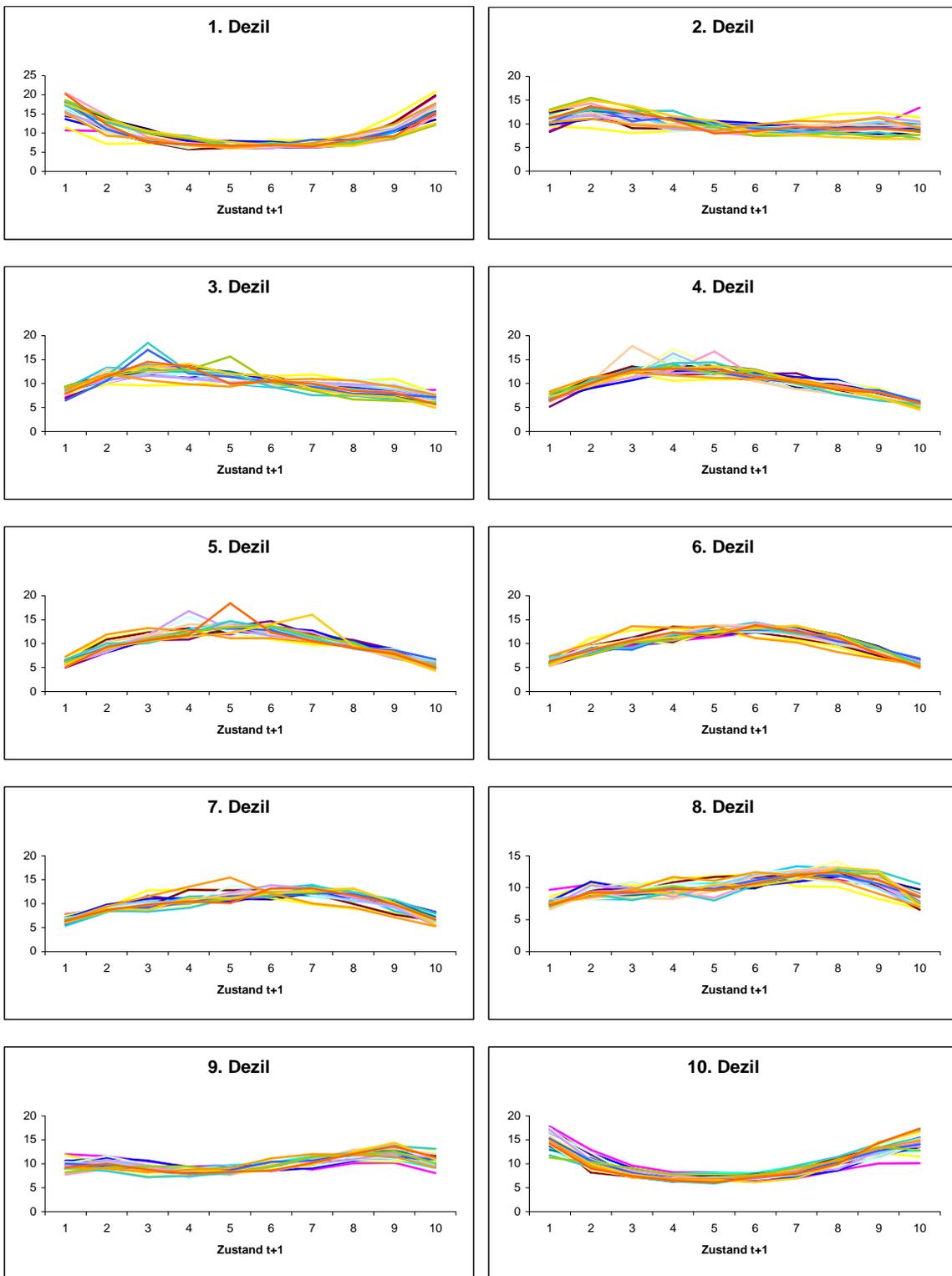
Die empirischen Übergangswahrscheinlichkeiten sind in Abbildung 19 dargestellt. Jeder der einzelnen Graphen in Abbildung 19 stellt die Übergangswahrscheinlichkeiten für einen der zehn Ausgangszustände zum Zeitpunkt t dar. Auf der x-Achse sind die Zustände, in die das Objekt in $t+1$ wechseln kann, dargestellt. Jeder der zehn Graphen repräsentiert somit eine Zeile der Übergangswahrscheinlichkeitenmatrix P . An der y-Achse sind die Werte für die Übergangswahrscheinlichkeit abgetragen. Zur besseren Verdeutlichung sind die einzelnen

Werte für die Übergangswahrscheinlichkeiten durch eine Linie miteinander verbunden, obwohl es sich natürlich um diskrete Werte handelt. In jedem Graph sind mehrere Linien zu erkennen. Jede der Linien stellt die entsprechende Zeile der Übergangswahrscheinlichkeitenmatrix P für ein Jahr, also eine Periode, dar.

In Abbildung 19 ergibt sich ein Muster des Querschnitts der Übergangswahrscheinlichkeiten. Die extremen Zustände eins und zehn weisen deutliche u-förmige Verläufe auf, während die mittleren Zustände vier, fünf und sechs umgekehrt u-förmige Verläufe haben. Die anderen Zustände befinden sich in Übergangsphasen vom u- zum umgekehrt u-förmigen Verlauf. Bemerkenswert ist, dass der generelle Verlauf über die Jahre hinweg konstant ist. Es wird aber auch deutlich, dass die Übergangswahrscheinlichkeiten in den einzelnen Jahren variieren, so dass ein Einfluss des Wirtschaftswachstums auf die Mobilität innerhalb der Verteilung nicht ausgeschlossen werden kann.

Der erste Graph stellt die Situation für ein Unternehmen dar, das sich zum Zeitpunkt t im Zustand eins befindet. Aus Abbildung 18 ergibt sich, dass dieses Unternehmen eine Wachstumsrate des realen Umsatzes von weniger als -20% hat. Die Wahrscheinlichkeit auch in $t+1$ in diesem Zustand zu bleiben, ist bei $x=1$ abzulesen. Sie beträgt ca. 20% . Die Wahrscheinlichkeit in einen der mittleren Zustände vier, fünf oder sechs zu wechseln, ist vergleichsweise gering und beträgt ca. 10% . Erst die Wahrscheinlichkeit in Zustand zehn zu wechseln, ist mit ebenfalls 20% wieder hoch. Zustand zehn ist der Zustand, der Firmen mit den höchsten Wachstumsraten beinhaltet, d.h. Firmen mit Wachstumsraten, die größer als 30% sind. Der umgekehrt u-förmige Verlauf zeigt somit ein sehr extremes Verhalten an. Einerseits ist die Wahrscheinlichkeit recht hoch, dass eine extrem schlecht operierende Firma einen sehr großen Sprung macht und in der nächsten Periode über ein sehr großes Wachstum verfügt. Das kann allerdings damit erklärt werden, dass Firmen, die einen einmaligen negativen idiosynkratischen Schock erleiden, notwendigerweise in der nächsten Periode mit einer sehr hohen Wachstumsrate wachsen müssen, nur um ihr Ausgangsniveau bei den Umsätzen zu erreichen. Erstaunlicher ist hier eher die hohe Wahrscheinlichkeit für eine Firma in Zustand eins zu bleiben, denn dies bedeutet immerhin, dass die Firma zwei Perioden in Folge um mehr als 20% schrumpft. Deutlich wird aus dem Graphen auch, dass die zeitliche Variation der Wahrscheinlichkeiten sowohl beim Verbleib als auch beim Wechsel in den Zustand zehn größer ist, als bei einem Wechsel in einen mittleren Zustand.

Abbildung 19: Übergangswahrscheinlichkeiten; Quelle: Döpke und Weber (2005).

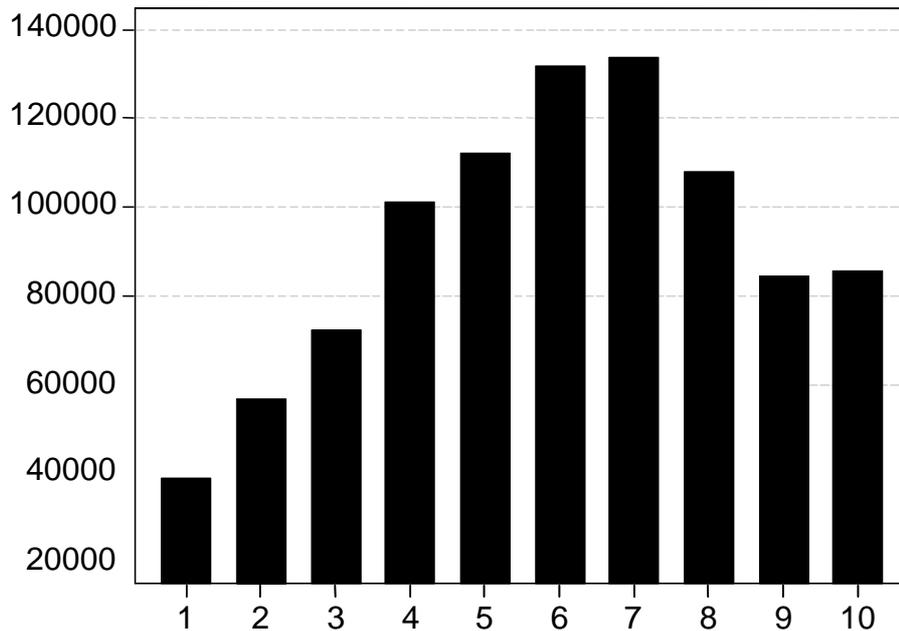


Genau das gleiche Verhalten zeigt sich im letzten Graphen der Abbildung. Dieser repräsentiert die Firmen, die in t im Zustand zehn waren. Die Wahrscheinlichkeit für einen Verbleib in Zustand zehn und für einen Sprung in Zustand eins sind jeweils die höchsten Wahrscheinlichkeiten, während die Wahrscheinlichkeit in einen mittleren Zustand zu wechseln eher gering ausfällt. Hier ist der Verbleib im hohen Zustand wenig überraschend, ist doch zu vermuten, dass eine erfolgreiche Firma dies über einen längeren Zeitraum hinweg bleibt. Allerdings würde man auch vermuten, dass das Wachstum dieser Firmen eher graduell abnimmt, bis es sich auf einem mittleren Niveau einpendelt. Aus der Untersuchung wird ersichtlich, dass es viel wahrscheinlicher ist, einen großen Absturz zu machen. Zusammen mit dem ersten Graphen ergibt sich ein sehr volatiles Bild von Firmen mit extremen Wachstumsraten.

Gegenüber diesem volatilen Verhalten der Firmen mit extremen Wachstumsraten, sind die Firmen in der Mitte der Verteilung sehr beständig. Die Graphen, die für Periode t die Zustände vier, fünf und sechs abbilden, zeigen, dass die Wahrscheinlichkeit für einen Verbleib in dem jeweiligen Zustand am höchsten ist. Die zweithöchsten Wahrscheinlichkeiten sind, in einen benachbarten Zustand zu gelangen. Die niedrigsten Wahrscheinlichkeiten ergeben sich für den Wechsel zu den Zuständen eins bzw. zehn. Berücksichtigt man, dass die Dezile für die mittleren Zustände sehr eng zusammen liegen, wie aus Abbildung 18 deutlich wird, dann weisen die Firmen mit mittleren Wachstumsraten eine sehr geringe Volatilität auf.

In Abbildung 20 ist die durchschnittliche Größe der Unternehmen nach Zuständen geordnet. Die Größe wird hier in den DM-Beträgen der realen Umsätze gemessen. Die Unternehmen in den extremen Zuständen eins und zehn sind kleiner als die Unternehmen in den mittleren Zuständen. Damit scheint es einen deutlichen Zusammenhang zwischen Unternehmensgröße und Volatilität einerseits und andererseits zwischen Unternehmensgröße und Wachstumsrate zu geben. Dies ist ein Ergebnis, das durch Untersuchungen in der *Industrial-Organisation-Literatur* bestätigt wird. Kleinere Firmen weisen höhere Wachstumsraten aber auch eine höhere Volatilität auf als große Firmen (Sutton 1997).

Abbildung 20: Größe der Unternehmen nach Zuständen; Quelle: Döpke und Weber (2006).



5.4 Einfluss des BIP-Wachstums auf die Mobilität innerhalb der Verteilung

5.4.1 Verwendung eines Mobilitätsindex

Wie im vorigen Abschnitt deutlich geworden ist, sind gerade die kleinen Firmen mit extremen Wachstumsraten sehr volatil. Aber auch die großen Firmen haben immer noch hinreichend hohe Wahrscheinlichkeiten für einen Wechsel des Zustandes. Darüber hinaus wurde deutlich, dass die Übergangswahrscheinlichkeiten im Zeitablauf variieren. Die Interpretation von 100 Wahrscheinlichkeiten pro Jahr im Zeitablauf gestaltet sich allerdings recht schwierig. Deshalb sind in der Literatur Versuche unternommen worden, um den Informationsgehalt von Übergangswahrscheinlichkeitsmatrizen auf eine einzige Kennzahl, den sogenannten Mobilitätsindex, zu verdichten. Verschiedene Indizes wurden dabei vorgeschlagen. Hier soll exemplarisch der Index von Shorrocks (1978, S. 1017) verwendet werden. Der Index wird wie folgt berechnet:

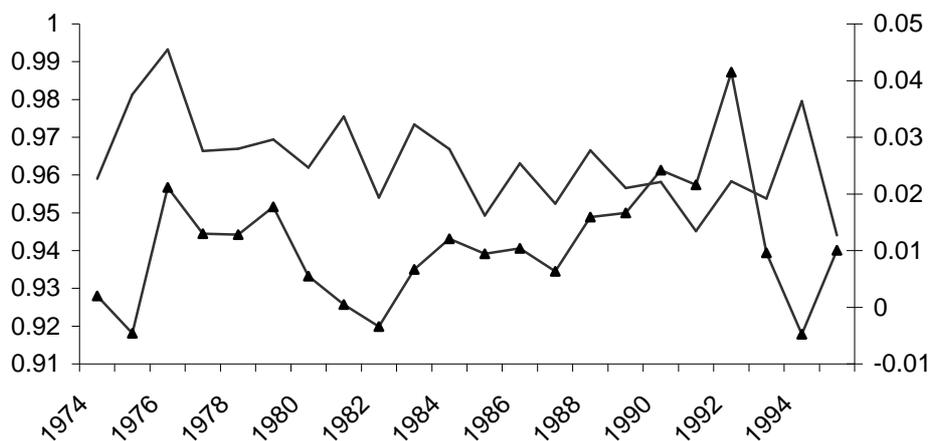
$$\hat{M}(P) = \frac{m - \text{trace}(P)}{m - 1} \quad (68)$$

m ist die Anzahl der Zustände und $\text{trace}(P)$ ist die Spur der Übergangswahrscheinlichkeitsmatrix P . Die Spur der Übergangswahrscheinlichkeitsmatrix

ist gerade die Summe der Hauptdiagonalen der Matrix. Da auf der Hauptdiagonalen die Wahrscheinlichkeit steht, mit der das Objekt auch in der Folgeperiode in dem Ausgangszustand verbleibt, gibt die Spur an, wie immobil die Objekte sind. Bei völliger Immobilität wäre die Matrix P eine Einheitsmatrix und die Spur wäre $m \cdot 1$. Dementsprechend wäre der Index Null bei vollständiger Immobilität. Mobilitätsindizes sollen eine Reihe axiomatischer Vorgaben befolgen, von denen eine ist, dass der Index zwischen Null (Immobilität) und eins (perfekte Mobilität) liegen soll. Der obige Index wäre aber größer als eins, wenn z.B. alle Elemente auf der Hauptdiagonalen Null sind. Shorrocks (1978) zeigt, dass die Axiome durch alle Indizes verletzt werden, wenn nicht bestimmte Restriktionen von der Matrix P erfüllt werden. Die notwendige Restriktion ist hier, dass die Hauptdiagonale quasi-maximal ist, d.h. es muss $\mu_i p_{ii} \geq \mu_j p_{ij}$ mit $\mu_i, \mu_j > 0$ erfüllt sein. Da für die vorliegenden Daten die Werte auf der Hauptdiagonalen immer maximal sind, kann der Index verwendet werden und die Ergebnisse liegen zwischen Null und eins.

In Abbildung 21 sind die Ergebnisse für den Index dargestellt. Der Index ist in der Grafik durch die durchgezogene Linie abgebildet, der Wert ist auf der linken Skala abgetragen. Die durchgezogene Linie mit Dreiecken ist das BIP-Wachstum, das an der rechten Skala gemessen wird.

Abbildung 21: Shorrocks Mobilitätsindex; Quelle: Döpke und Weber (2006).



Als erstes ist festzuhalten, dass der Mobilitätsindex sehr hohe Werte anzeigt. Dies bestätigt den Eindruck aus der Querschnittsanalyse der Übergangswahrscheinlichkeiten, dass sehr hohe Mobilität innerhalb der Verteilung herrscht. Der Index variiert in der Zeit. Es ist aber kein genauer Zusammenhang mit dem BIP-Wachstum zu erkennen. Für die ersten 2/3 des betrachteten Zeitraums scheinen beide Reihen positiv korreliert zu sein. Dieser

Zusammenhang bricht aber gegen Ende der 80er Jahre zusammen und verkehrt sich Anfang der 90er Jahre in das Gegenteil, hier sind die beiden Reihen negativ korreliert. Da der Mobilitätsindex keinen genauen Zusammenhang aufweist, werden die Übergangswahrscheinlichkeiten, wie bereits erläutert, mit Hilfe der Regressionsanalyse weiter untersucht.

5.4.2 Das Logit-Modell

Wie in Abschnitt 5.1.4 dargestellt, soll das Logit-Modell als Grundlage für die Berechnung des Einflusses des Outputwachstums auf die Mobilität innerhalb der Verteilung dienen, obwohl es die Interdependenz der Wahrscheinlichkeiten nicht berücksichtigt. In den folgenden Abschnitten werden dann die Ergebnisse für das multinomiale Logit-Modell und für die stochastischen Kerndichtschätzung gezeigt, um die Robustheit der Ergebnisse zu überprüfen.

Zur Überprüfung der Abhängigkeit der Übergangswahrscheinlichkeiten vom BIP-Wachstum werden als die beiden ersten erklärenden Variablen das BIP-Wachstum zum Zeitpunkt t und das BIP-Wachstum zum Zeitpunkt $t-1$ genommen. Wie im vorigen Abschnitt gezeigt wurde, spielt die Größe der Unternehmen eine Rolle, weshalb auch die Höhe des realen Umsatzes als Regressor genommen wird. Außerdem ist es vorstellbar, dass einige Sektoren volatiler sind als andere. Deshalb wird ein Set von sektoralen Dummies verwendet. Damit sieht dann die Regressionsgleichung wie folgt aus:

$$Y_{it} = \Lambda \left(\alpha + \beta_1 \Delta BIP_t + \beta_2 \Delta BIP_{t-1} + \beta_3 z_{i,t-t} + \sum_j \beta_{j+3} D_j + \varepsilon_{it} \right) \quad (69)$$

ΔBIP_t ist die BIP-Wachstumsrate zum Zeitpunkt t , $z_{i,t-t}$ ist der reale Umsatz der Firma i zum Zeitpunkt $t-1$ und D_j ist ein sektoraler Dummy mit dem Wert eins, wenn die Firma zu dem Sektor gehört und Null sonst. Für die Regression wurden Newey-West-Standardfehler (Newey und West 1987) verwendet, da sowohl Heteroskedastizität, als auch Autokorrelation in den Daten vorlagen.

In den Abbildungen 22 und 23 sind die Koeffizienten für die ersten beiden Regressoren abgebildet. Die Graphen sind analog zu der Abbildung 19 zu lesen. Jeder einzelne Graph in einer der Abbildungen steht für den Zustand, in dem sich die Firma in t befindet. Die x-Achse zeigt alle Zustände, in welche die Firma zum Zeitpunkt $t+1$ wechseln kann, an. Auf der y-Achse stehen die Werte für die Koeffizienten. Auch hier gilt wieder, dass die Koeffizienten

diskrete Werte sind. Die Verbindung der einzelnen Koeffizienten mit einer durchgezogenen Linie ist nur zur Veranschaulichung gedacht. Die gestrichelten Linien um die Koeffizienten sind ± 2 Newey-West-Standardfehler.

Die Abbildung 22 zeigt die Auswirkungen des Outputwachstums zum Zeitpunkt t auf die Übergangswahrscheinlichkeiten. Das sich ergebende Muster ist nicht einfach zu interpretieren. Ein ziemlich eindeutiger Zusammenhang ergibt sich für die Firmen, die sich in t in den ersten drei Zuständen befinden, also in den Zuständen mit niedrigen bzw. negativen Wachstumsraten. Hier erhöht ein höheres BIP-Wachstum die Wahrscheinlichkeit aus den negativen Zuständen in einen höheren Zustand zu wechseln. Dies zeigen die negativen Koeffizienten für einen Verbleib im Ausgangszustand bzw. für einen Wechsel in einen anderen niedrigen Zustand. Spiegelbildlich steigen die Wahrscheinlichkeiten in einen höheren Zustand zu wechseln, was an den positiven Koeffizienten ersichtlich wird. Bei den anderen Zuständen ist der Zusammenhang nicht so deutlich erkennbar, aber es ergibt sich auch hier ein ähnliches Muster. Hohes BIP-Wachstum verringert die Wahrscheinlichkeit, in dem Ausgangszustand zu verharren und erhöht die Wahrscheinlichkeit in einen anderen Zustand zu wechseln. Für die mittleren Zustände bedeutet das sowohl Aufstieg als auch Abstieg, während für die oberen Zustände ein hohes BIP-Wachstum die Wahrscheinlichkeit für einen Abstieg erhöht. Insgesamt erhöht hohes Outputwachstum die Mobilität innerhalb der Verteilung. Dies ist ein erstes überraschendes Ergebnis. Intuitiv erscheint es richtig, dass Firmen mit niedrigem Wachstum von einem positiven gesamtwirtschaftlichen Umfeld (hohem BIP-Wachstum) profitieren. Dass Firmen mit niedrigem Wachstum innerhalb der Verteilung auch ihre Position verbessern, ist weniger intuitiv, bedeutet dieses Ergebnis doch spiegelbildlich, dass sich gute Firmen in Zeiten der höheren Prosperität verschlechtern. Die Firmen verschlechtern sich aber nicht notwendigerweise absolut. Mit gestiegenem BIP-Wachstum repräsentieren die Zustände auch höheres Umsatzwachstum seitens der Firmen. So kann der Abstieg in einen niedrigeren Zustand auch durchaus bedeuten, dass sich an der absoluten Wachstumsrate der Firma nichts verändert hat. Die Firma ist aber von anderen Firmen überholt worden und hat so Plätze in der Rangfolge der Unternehmen verloren. Die Ergebnisse zeigen also, dass Firmen mit niedrigerem Umsatzwachstum von einem hohen BIP-Wachstum stärker profitieren als Firmen mit bereits hohem Umsatzwachstum. Bei negativem BIP-Wachstum gilt entsprechend das Gegenteil.

Abbildung 22: Ergebnisse für ΔBIP ; Quelle: Döpke und Weber (2006).

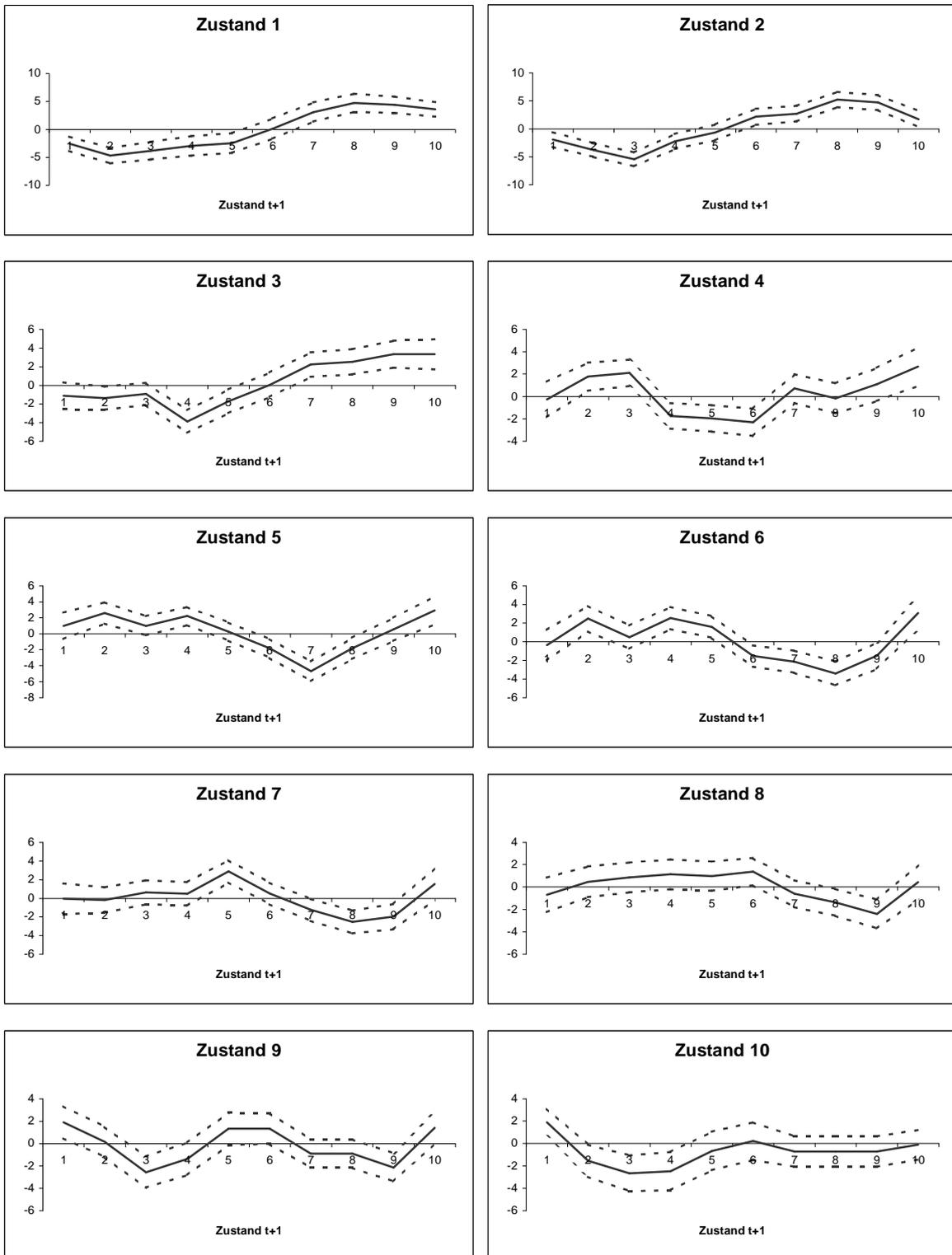
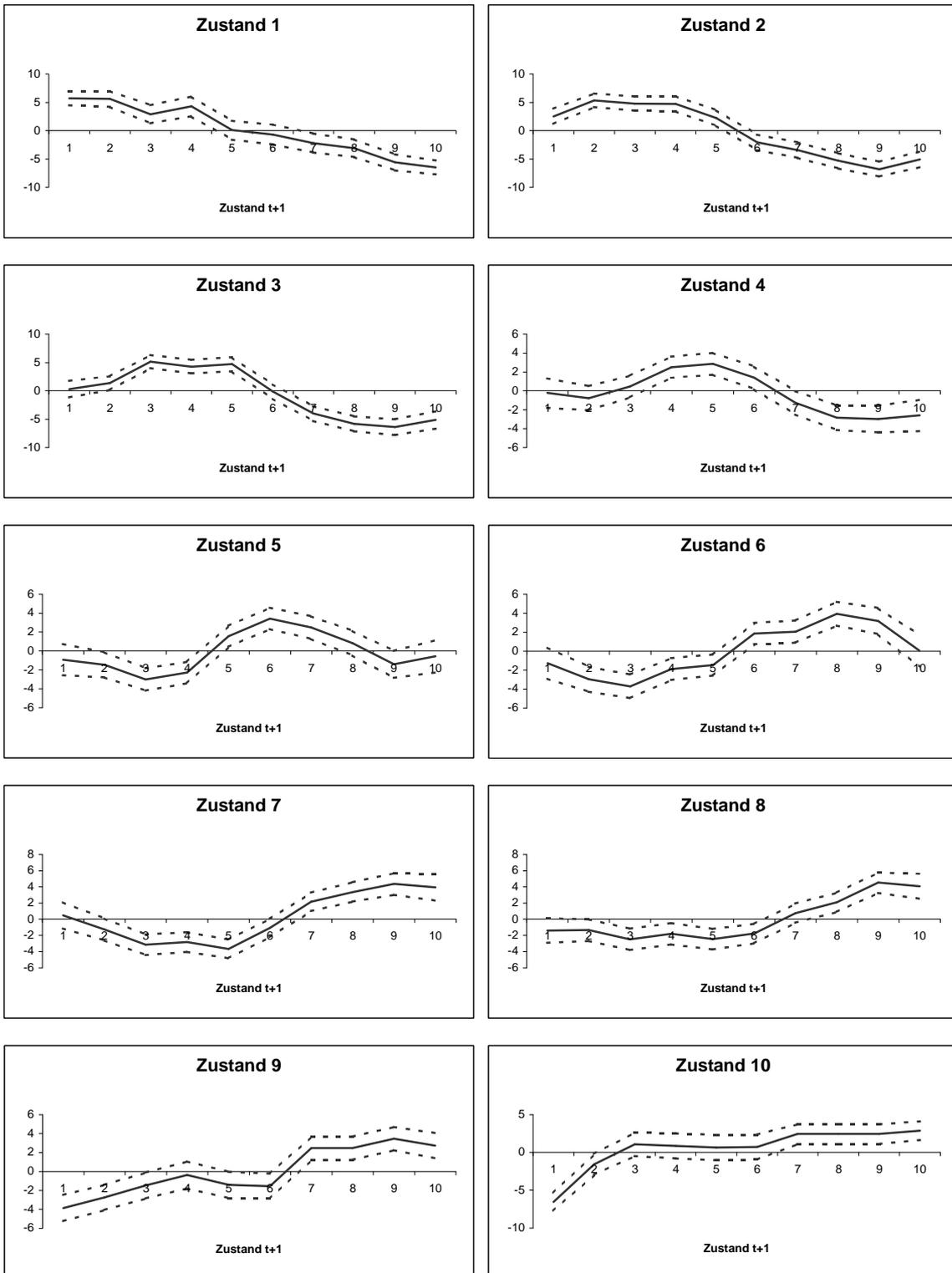


Abbildung 23: Ergebnisse für ΔBIP_{t-1} ; Quelle: Döpke und Weber (2006).



Das Muster wird für die verzögerten BIP-Wachstum-Koeffizienten in Abbildung 23 deutlicher. Hier ergibt sich das genaue Gegenteil zu den Ergebnissen für das BIP-Wachstum in t . Ein hohes BIP-Wachstum in der Vorperiode erhöht die Wahrscheinlichkeit in dem Ursprungszustand zu bleiben, während die Wahrscheinlichkeit für einen Wechsel sinkt.

Das ergibt ein interessantes Muster für die Veränderung der Wahrscheinlichkeiten. Die Koeffizienten für das Outputwachstum zum Zeitpunkt t und $t-1$ scheinen vergleichbar groß zu sein, so dass sich gleichbleibendes Outputwachstum nicht in einer Veränderung der Übergangswahrscheinlichkeiten bemerkbar macht. Erst eine Veränderung des BIP-Wachstums führt auch zu einer Veränderung der Wahrscheinlichkeiten. Ein Anstieg des Wachstums würde dann zu einem Anstieg der Mobilität führen, während ein Rückgang des Wachstums die Mobilität verringert. Dies soll gleich anhand einer Regression mit der Veränderung des Outputwachstums als erklärender Variable untersucht werden.

Abbildung 24 zeigt die Auswirkung der Unternehmensgröße auf die Position innerhalb der Verteilung. Für alle Ausgangszustände ergibt sich hier das gleiche Bild eines umgekehrt u-förmigen Verlaufs. Je größer eine Firma ist, desto wahrscheinlicher ist, dass die Firma in der Folgeperiode in einem mittleren Zustand mit moderater Wachstumsrate landet. Dies bestätigt die Analyse des vorigen Kapitels, größere Firmen sind in den mittleren Dezilen anzutreffen. Die Ergebnisse stimmen auch mit den Ergebnissen der *Industrial-Organisation*-Literatur überein, die besagen, dass größere Firmen kleinere Wachstumsraten aufweisen.

In Abbildung 25 wird nun das Ergebnis für die Logit-Regression mit der Veränderung des BIP als Regressor dargestellt. Wieder enthalten sind die sektoralen Dummies und die verzögerte Unternehmensgröße. Die Ergebnisse bestätigen die Schlussfolgerungen zu den Regressionsergebnissen für das BIP-Wachstum in t und $t-1$. Die Veränderung des BIP-Wachstums hat einen signifikanten Einfluss auf die Mobilität innerhalb der Verteilung. In Phasen des Anstiegs des BIP-Wachstums steigt die Mobilität aller Firmen. Firmen am unteren Ende der Verteilung haben größere Chancen in der Rangfolge der Unternehmen aufzusteigen, während Unternehmen am oberen Ende der Verteilung höhere Risiken haben innerhalb der Verteilung abzustiegen. Firmen, die sich in der Mitte der Verteilung befinden haben sowohl höhere Chancen aufzusteigen, als auch höhere Risiken abzustiegen.

Abbildung 24: Ergebnisse für $z_{i,t-1}$; Quelle: Döpke und Weber (2006).

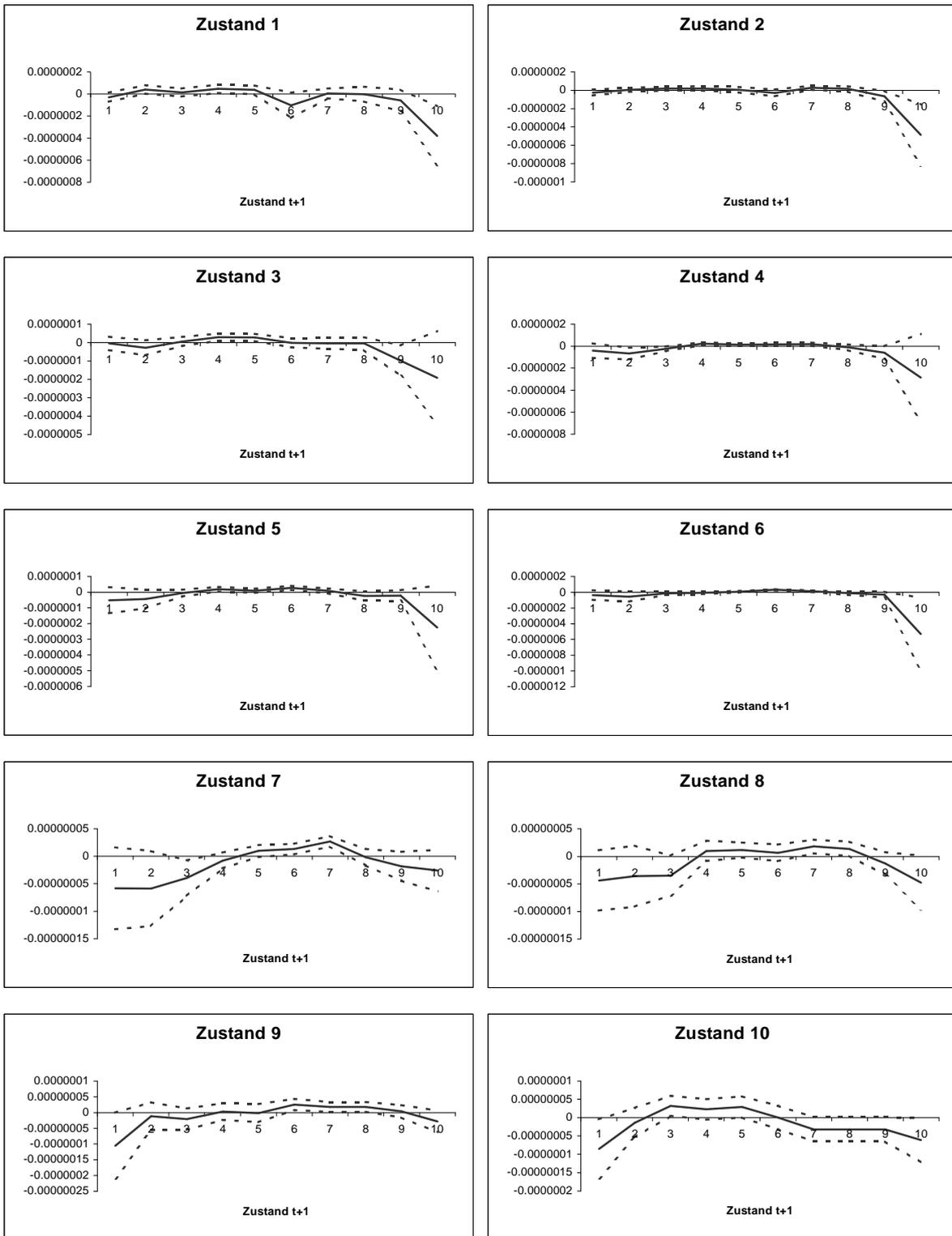
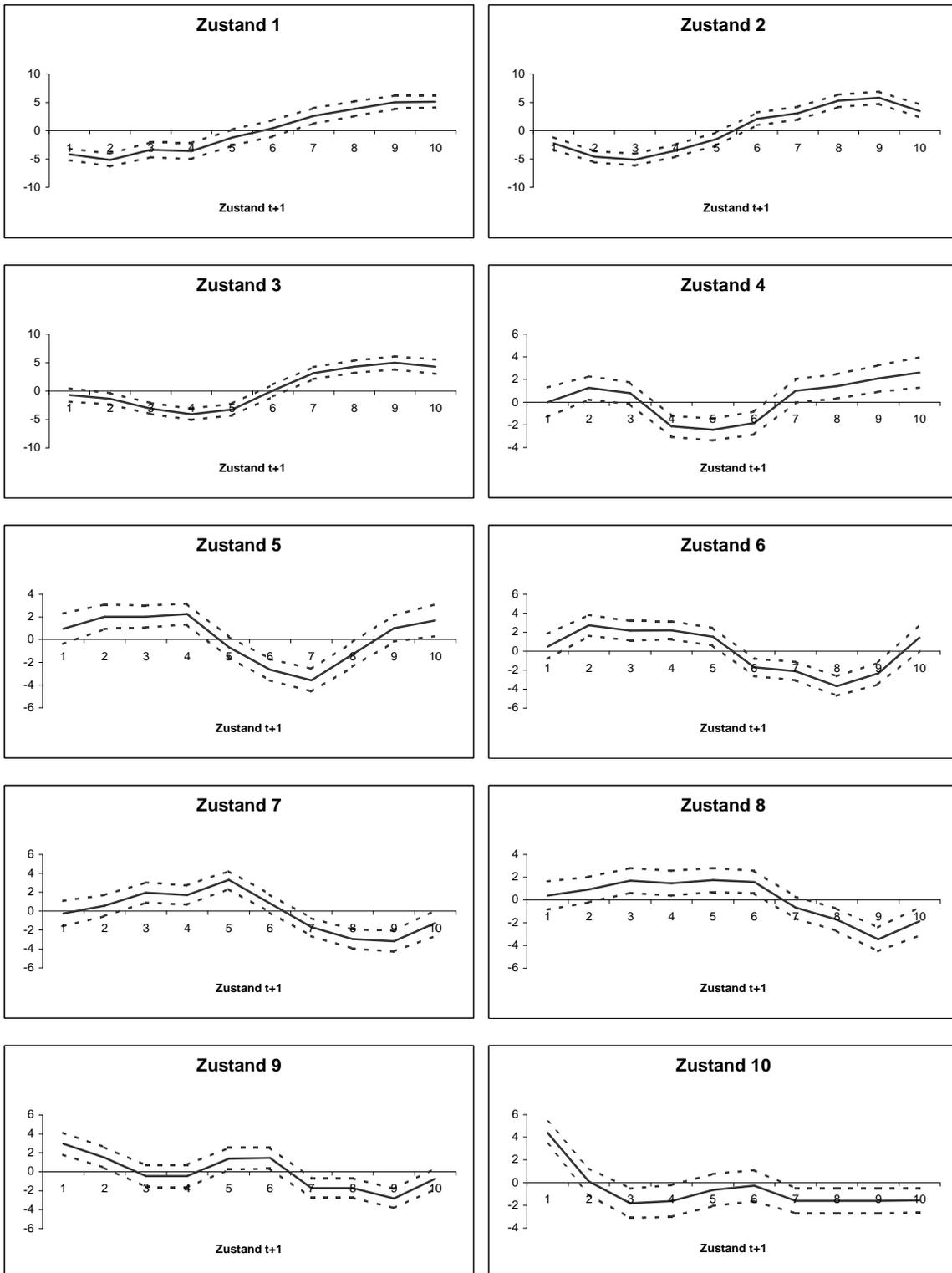


Abbildung 25: Ergebnisse für $\Delta^2\text{BIP}_t$; Quelle: Döpke und Weber (2006).



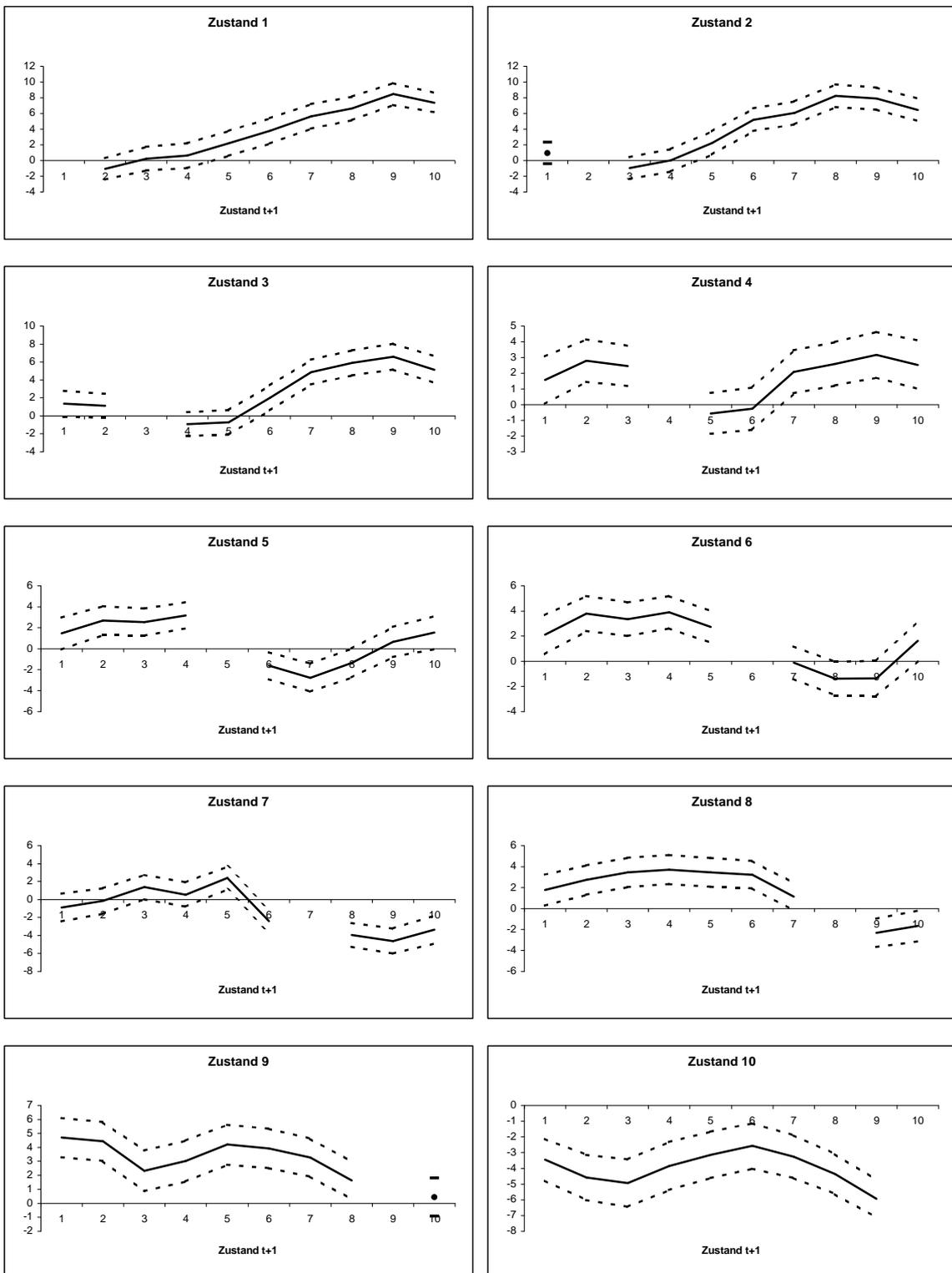
5.4.3 Das multinomiale Logit-Modell

Wie im Abschnitt 5.1.4 dargestellt, soll das Ergebnis des Logit-Modells mit Hilfe eines multinomialen Logit-Modells auf Robustheit überprüft werden. Die verwendeten erklärenden Variablen sind die gleichen wie im vorigen Abschnitt. Da das eigentlich interessierende Ergebnis die Koeffizienten für die Veränderung des BIP-Wachstums sind, wird hier nur dieses Ergebnis vorgestellt. Abbildung 26 fasst die Ergebnisse zusammen.

Da beim multinomialen Logit-Modell immer nur die Veränderung der Wahrscheinlichkeiten relativ zu einem Basiszustand betrachtet wird, gibt es nur neun Koeffizienten pro Graph. Der Basiszustand ist jeweils der Ursprungszustand, so dass an den entsprechenden Stellen im Graph eine Lücke klafft. Die ± 2 Standardfehler sind wieder durch die beiden gestrichelten Linien dargestellt. Vergleicht man die Abbildung mit Abbildung 25 so wird deutlich, dass die generelle Form der Koeffizienten übereinstimmt. Es kommt aber zu den in Abschnitt 5.1.3 dargestellten Interpretationsproblemen. Nimmt man den ersten Graphen mit dem Ausgangszustand eins, so sind alle Koeffizienten positiv bzw. von Null nicht verschieden. Das bedeutet, dass alle Wahrscheinlichkeiten relativ zur Wahrscheinlichkeit in Zustand eins zu bleiben zunehmen. Da aber alle Wahrscheinlichkeiten zusammen eins ergeben müssen, bedeutet der relative Anstieg gegenüber Zustand eins, dass zumindest die Wahrscheinlichkeit in Zustand eins zu bleiben absolut sinken muss. Dies stimmt mit den Ergebnissen der Abbildung 25 überein. Die Wahrscheinlichkeiten in den ersten Zuständen zu bleiben sinken dann absolut und die Wahrscheinlichkeiten in einen höheren Zustand zu gelangen erhöhen sich entsprechend. Die Interpretation aller anderen Graphen ergeben sich analog, und insgesamt können die Ergebnisse der vorigen Untersuchung bestätigt werden. Einzige Ausnahme ist der Ausgangszustand zehn. Hier sinken alle Wahrscheinlichkeiten relativ gegenüber der Wahrscheinlichkeit in Zustand zehn zu bleiben. Dies bedeutet, dass diese Wahrscheinlichkeit absolut steigen müsste, wenn sich das BIP-Wachstum erhöht. Dies steht in Widerspruch zu den Ergebnissen der vorherigen Analyse, so dass das Ergebnis für den Zustand zehn nicht als robust angesehen werden kann.

Abgesehen davon sind alle anderen Ergebnisse durch diese Untersuchung untermauert worden, so dass insgesamt bestätigt wurde, dass die Mobilität innerhalb der Verteilung mit einem Anstieg des Outputwachstums zunimmt, während sie bei einer Verringerung abnimmt.

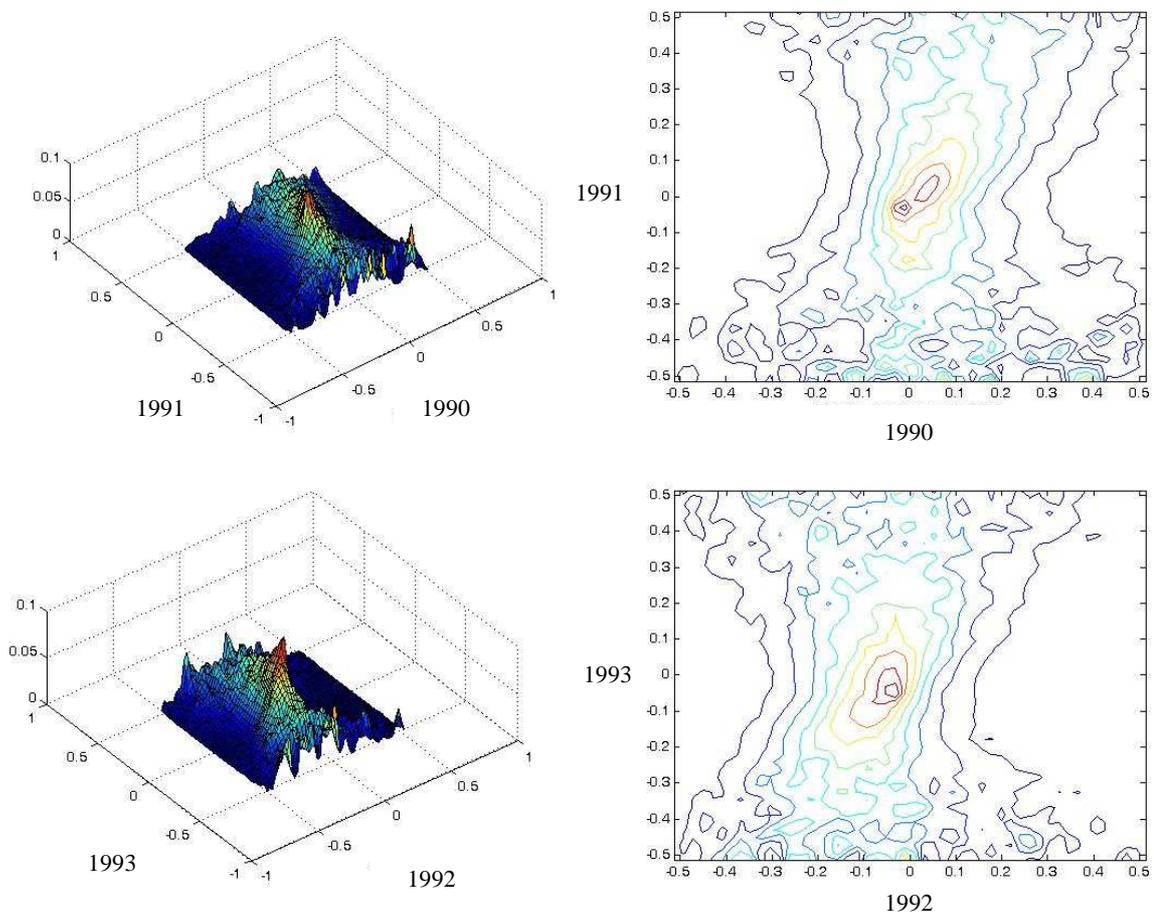
Abbildung 26: Ergebnisse im multinomialen Logit-Modell für $\Delta^2\text{BIP}$; Quelle: Döpke und Weber (2006).



5.4.4 Die stochastische Kerndichteschätzung

Als letzter Robustheitscheck dient die stochastische Kerndichte. Da das Ergebnis aus je einem dreidimensionalen Graphen pro Jahr besteht, sollen hier exemplarisch zwei Jahre, eins mit positivem BIP-Wachstum, eins mit negativem, gezeigt werden. Die Schätzungen wurden mit einem Gauss-Kern vorgenommen und die Bandbreite anhand der Silverman-Regel (Silverman 1986) festgelegt. Abbildung 27 zeigt das Ergebnis für 1990/91 (positives Wachstum) und 1992/93 (negatives Wachstum).

Abbildung 27: Stochastische Kerndichte; Quelle: Döpke und Weber (2006).



Der linke Teil der Grafik zeigt den 3D-Graphen für die entsprechenden Jahre, während der rechte Teil der anschaulichere Graph der Höhenlinien ist. Als erstes ist zu erkennen, dass hier die Ergebnisse der Querschnittsanalyse bestätigt werden. Die mittleren Wachstumsraten haben einen eindeutigen Höhepunkt in der Mitte. Das bedeutet, dass die Wahrscheinlichkeit in der nächsten Periode ebenfalls mit moderaten Wachstumsraten zu wachsen am größten ist. Die extremen Wachstumsraten haben wieder zwei Höhepunkte – deren Wahrscheinlichkeiten

beide niedriger sind, als der eine Höhepunkt für die mittleren Wachstumsraten – die bei einem Verbleib bzw. Wechsel zum andern Extrem liegen. Dies sind gerade die Ergebnisse, die sich aus Abbildung 19 ablesen ließen. Aus dem Vergleich beider Höhenliniengraphen miteinander zur Beurteilung des Einflusses des BIP-Wachstums auf die Übergangswahrscheinlichkeiten ergibt sich kein Erkenntnisgewinn. Man sieht lediglich eine Verschiebung des gesamten Gebirges, was den Vergleich der Graphen schwierig gestaltet.

5.5 Zusammenfassung

Nachdem in Kapitel 4.4 gezeigt wurde, dass die Analyse von Higson et al. (2002, 2004) unter Umständen verzerrt ist und die Rückschlüsse von der Reaktion der Perzentile auf das Verhalten der einzelnen Firmen nicht ohne weiteres möglich ist, wurde in diesem Kapitel mit Hilfe von Übergangswahrscheinlichkeiten die Mobilität innerhalb der Verteilung betrachtet. Dabei sind zwei interessante Muster herausgearbeitet worden. Es gibt, grob klassifiziert, zwei Klassen von Firmen. Die erste Klasse sind große Firmen mit moderater Wachstumsrate und geringer Volatilität. In der zweiten Klasse befinden sich Firmen mit extremer, sowohl positiver als auch negativer, Wachstumsrate, die stark volatil sind und zu extremen Sprüngen in der Wachstumsrate neigen. Diese Firmen sind vergleichsweise klein. Dieses Ergebnis ist nicht neu, sondern im Rahmen der *Industrial-Organisation*-Literatur ein stilisiertes Faktum (Sutton 1997). Da bei der vorliegenden Untersuchung ein Problem darin bestand, bei einer stetigen Variablen diskrete Zustände zu bilden, ist es dennoch gut zu sehen, dass dieses Ergebnis bestätigt wird.

Das zweite Ergebnis ist sicherlich überraschender als das erste Ergebnis. Die Mobilität innerhalb der Verteilung hängt von der Veränderung des Outputwachstums ab. Steigt das Outputwachstum, so nimmt die Mobilität für alle Firmen innerhalb der Verteilung zu. Dass Firmen mit niedriger Wachstumsrate von einem gestiegenen Outputwachstum profitieren, ist verständlich. Allerdings bedeutet die gestiegene Mobilität auch, dass Firmen, die vorher am oberen Ende der Verteilung standen, nun mit größerer Wahrscheinlichkeit auf einen niedrigeren Platz in der Rangfolge der Unternehmen rücken können. Diese Firmen scheinen nicht vom gestiegenen BIP-Wachstum zu profitieren. Einschränkend muss gesagt werden, dass dies nicht notwendigerweise bedeutet, dass diese Firmen einen Rückgang in der absoluten Wachstumsrate aufweisen, sondern nur in der Rangfolge der Firmen auf einen niedrigeren Platz rücken. Das bedeutet, dass Firmen mit niedrigen Wachstumsraten überproportional von einem gestiegenen Wirtschaftswachstum profitieren. Während ein

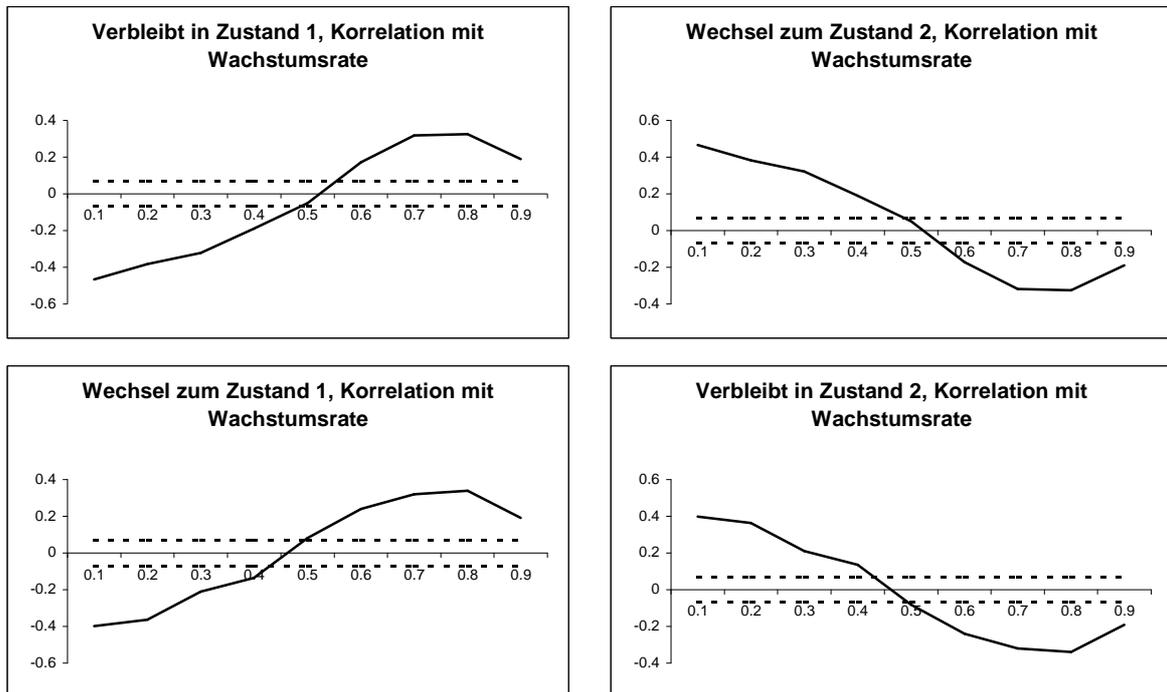
gestiegenes Outputwachstum die Mobilität erhöht, verringert ein gesunkenes Outputwachstum die Mobilität innerhalb der Verteilung. Während also im Aufschwung die Firmen stärker profitieren, denen es am schlechtesten geht, trifft eine Verschlechterung des gesamtwirtschaftlichen Wachstums alle Firmen gleichmäßig, so dass alle Firmen proportional verlieren und sich damit die Rangfolge der Firmen innerhalb der Verteilung nicht ändert. Ein Erklärungsansatz könnte – analog zu dem Ansatz von Higson et al. (2002, 2004) – lauten, dass Firmen mit niedrigen Wachstumsraten bei einem Anziehen des Wirtschaftswachstums verstärkt versuchen, von diesem Aufschwung zu profitieren, um aus ihrer schlechten Situation herauszukommen. Firmen, die ohnehin hohe Wachstumsraten haben, sind nicht dem gleichen Druck ausgesetzt, während des Aufschwungs zu profitieren, so dass diese Firmen hier eher die Hände in den Schoß legen. Dies könnte zur relativen Verbesserung der schlechten Firmen gegenüber den guten Firmen führen. Eine Verschlechterung des gesamtwirtschaftlichen Wachstums setzt allerdings alle Firmen gleichermaßen unter Druck, so dass alle Firmen reagieren müssen. Da alle Firmen Maßnahmen ergreifen, könnte das, ähnlich dem Gefangenendilemma, dazu führen, dass keine Firma von ihren Maßnahmen profitiert und sich so auch nichts an der Rangfolge innerhalb der Verteilung ändert.

Aus Sicht der Theorie träger Preisanpassung sind diese Ergebnisse problematisch. In Abschnitt 4.4 wurde erläutert, dass eine Reaktion auf geändertes Outputwachstum in Abhängigkeit von der Position innerhalb der Verteilung des realen Umsatzwachstums nicht mit der Theorie gestaffelter Preisanpassung erklärbar ist, da die Preisanpassung ein stochastischer Prozess ist. Die Bewegungsmuster innerhalb des Modells sind also nicht einfach ableitbar. Deshalb soll im nächsten Kapitel das Modell auf die Mobilität innerhalb der Verteilung untersucht werden.

6 Simulationsergebnisse für die Übergangswahrscheinlichkeiten

Bei der Berechnung der Übergangswahrscheinlichkeiten für das Modell ergeben sich Schwierigkeiten, wenn man das Verfahren von Döpke und Weber (2006) verwenden möchte. Eine Einteilung nach Perzentilen führt hier zu degenerierten Verteilungen für die Übergangswahrscheinlichkeiten. Das liegt daran, dass die Firmen in dem Modell größtenteils die gleiche Wachstumsrate aufweisen. Dies resultiert zum Einen daraus, dass alle Unternehmen, die ihre Preise verändern können, den gleichen optimalen Preis wählen, also auch den gleichen Umsatz haben. Zum Anderen schwanken Unternehmen mit starrem Preis gemäß Gleichung (5) im Gleichklang mit der Output-Lücke, wenn man den Einfluss des Preisniveaus vernachlässigt. Weisen viele Unternehmen die exakt gleichen Wachstumsraten auf, so können die Zustände nicht über geeignete Perzentile bestimmt werden, da mehrere Perzentile dann die gleichen Werte für die Wachstumsrate aufweisen und somit Zustände nicht besetzt sind. Das kann soweit gehen, dass es in bestimmten Perioden nur einen einzigen Zustand gibt. Deshalb muss für die vorliegende Untersuchung auf eine feinere Einteilung der Verteilung in kleinere Abschnitte verzichtet werden. Es wird nur der Wechsel zwischen zwei Zuständen untersucht. Eine Firma befindet sich in Zustand eins, wenn die Wachstumsrate der Firma kleiner als die durchschnittliche Wachstumsrate der Periode ist. Umgekehrt befindet sich die Firma in Zustand zwei, wenn ihre Wachstumsrate größer ist als die durchschnittliche Wachstumsrate der Periode. Die Verwendung der durchschnittlichen Wachstumsrate ist notwendig, damit die Schwankungen der Verteilung nicht die Übergangswahrscheinlichkeiten beeinflussen, da ja nur die Bewegung innerhalb der Verteilung wiedergegeben werden soll. Aus dem gleichen Grund wurden in der Untersuchung von Döpke und Weber (2006) Perzentile zur Definition der Zustände verwendet. Im Folgenden soll genauso vorgegangen werden, wie in Kapitel 3, d.h. das Modell soll für alle drei Parameterkonstellationen simuliert werden. Es werden dann wieder jeweils die mittleren 800 Perioden betrachtet. Für alle drei Szenarien sollen die Ergebnisse in Abhängigkeit von der Wahrscheinlichkeit α gezeigt werden.

Abbildung 28: Korrelation der Übergangswahrscheinlichkeiten mit der Wachstumsrate; Quelle: Eigene Darstellung.



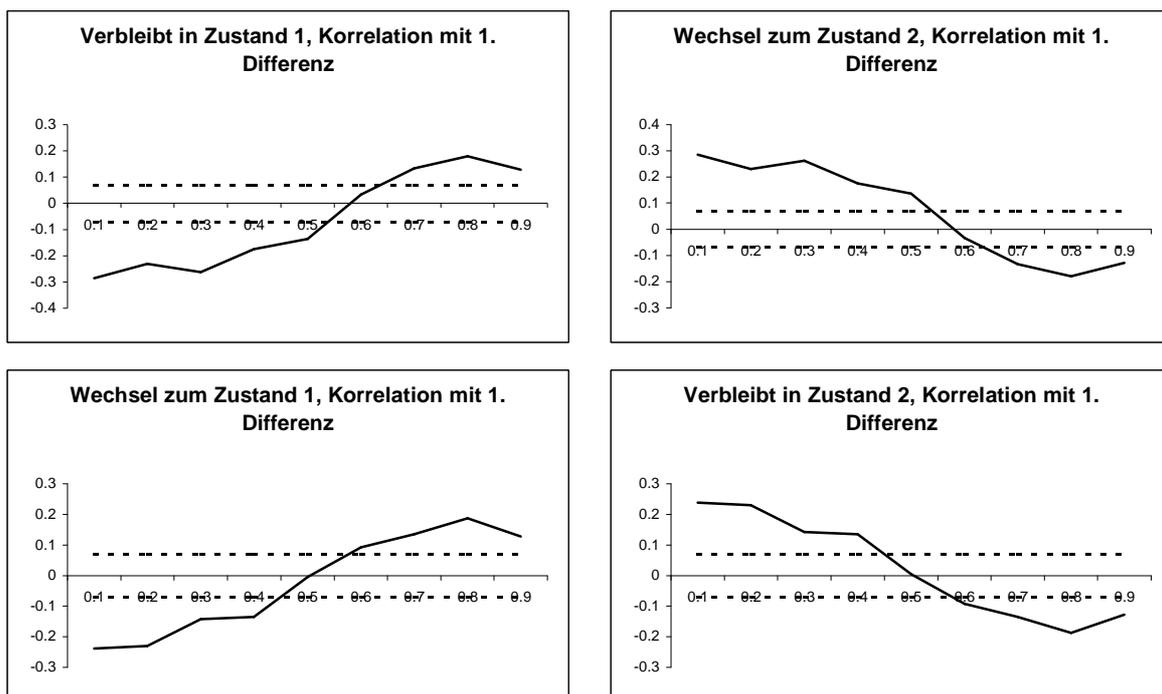
In Abbildung 28 sind die Ergebnisse für das Basisszenario dargestellt. Zu sehen sind die Korrelationskoeffizienten für die Korrelation zwischen der jeweiligen Übergangswahrscheinlichkeit und der Wachstumsrate des Outputs. Der erste Graph in Abbildung 28 gibt die Korrelationskoeffizienten für verschiedene auf der x-Achse abgetragene α -Werte zwischen der Wahrscheinlichkeit in Zustand 1 zu verbleiben und der Wachstumsrate des Outputs an. Hier ist zu sehen, dass die Wahrscheinlichkeit, in Zustand 1 zu verbleiben, bei einem Anstieg der Wachstumsrate für weite Bereiche der α -Werte steigt. Das ist ein Ergebnis, das für α -Werte, bei denen die Schiefe negativ mit der Wachstumsrate korreliert ist, nicht mit der Untersuchung von Döpke und Weber (2006) übereinstimmt. Der Graph rechts oben zeigt die Korrelationskoeffizienten für die Wahrscheinlichkeit in den Zustand 2 zu wechseln, wenn man in der Vorperiode in Zustand 1 war. Da dies notwendigerweise das Spiegelbild des linken oberen Graphen ist, ist es nicht verwunderlich, dass das genaue Gegenteil herauskommt. Die Wahrscheinlichkeit sinkt, wenn die Wachstumsrate steigt. Die Ergebnisse stimmen für die relevanten α -Werte nicht mit den empirischen Befunden überein. Für hohe α -Werte sinkt bei einem höheren Outputwachstum die Mobilität. Eine Zunahme der Mobilität wird in dem Modell nur beobachtet, wenn die

Preise flexibler, also die α -Werte niedrig sind. Die beiden gestrichelten Linien geben wieder den Konfidenzbereich an. Die Koeffizienten sind somit signifikant.

Die beiden unteren Graphen stellen die Korrelationskoeffizienten für den Wechsel zu Zustand 1, wenn die Firma sich in der Vorperiode in Zustand 2 befand, bzw. die Wahrscheinlichkeit in Zustand 2 zu verbleiben, dar. Hier zeigt sich ein anderes Bild. Die Wahrscheinlichkeit, im oberen Teil der Verteilung zu bleiben, also überdurchschnittliche Wachstumsraten aufzuweisen, sinkt mit höherer Wachstumsrate des Outputs. Dieses Resultat stimmt mit den empirischen Befunden überein. Das Ergebnis ist ebenfalls signifikant.

Das Ergebnis bei Döpke und Weber (2006) wurde für die Veränderung der Wachstumsrate des Outputs berechnet und nicht wie in Abbildung 28 für die Wachstumsrate selbst. Die Ergebnisse für die Korrelation der Übergangswahrscheinlichkeiten mit der Veränderung der Outputwachstumsrate im Modell sind in Abbildung 29 dargestellt.

Abbildung 29: Korrelation zwischen Übergangswahrscheinlichkeit und 1. Differenz der Wachstumsrate des Outputs; Quelle: Eigene Darstellung.



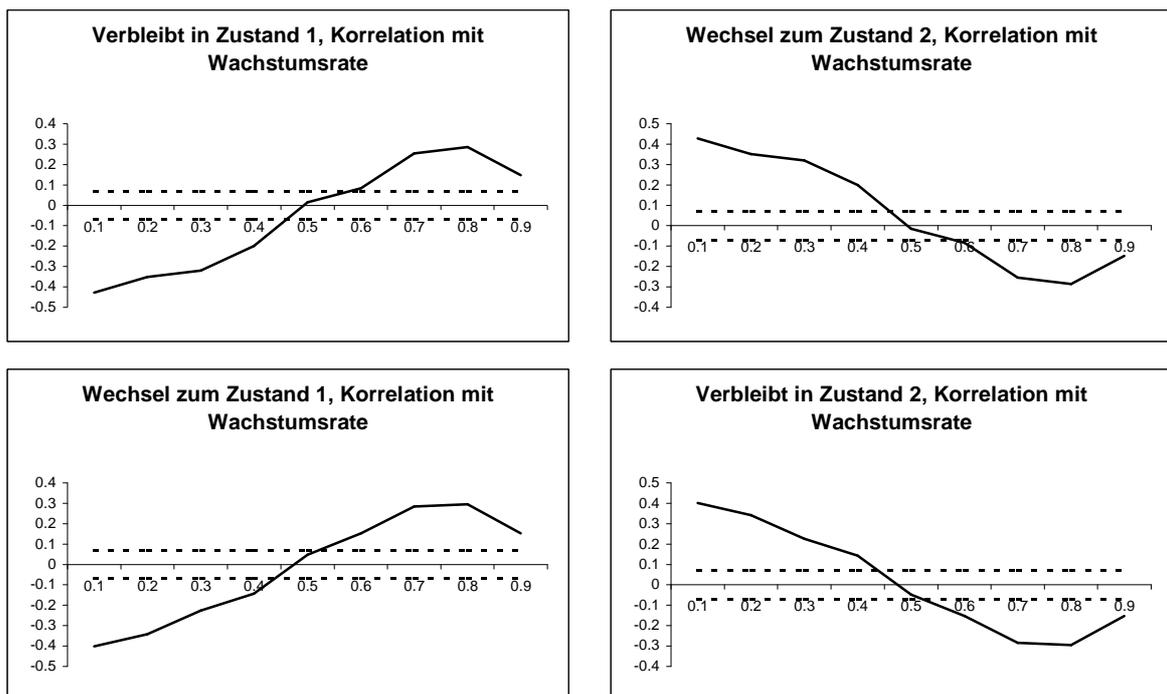
Die Ergebnisse für die beiden Zustände verändern sich nicht, stimmen also weiterhin nur teilweise mit den empirischen Befunden überein. Während die Firmen mit überdurchschnittlicher Wachstumsrate im Modell richtig dargestellt werden, verhalten sich die Firmen mit unterdurchschnittlicher Wachstumsrate im Modell definitiv nicht wie

empirisch beobachtet, wenn man den relevanten Bereich der α -Werte betrachtet. Das könnte bedeuten, dass Preisstarrheit für Firmen mit überdurchschnittlicher Wachstumsrate eine Rolle spielt, während das für Firmen mit unterdurchschnittlicher Wachstumsrate nicht gilt.

In Abbildung 30 und 31 sind die Ergebnisse für das Rotemberg-Woodford-Szenario dargestellt. Das McCallum-Szenario ist in den Abbildungen 32 und 33 zu sehen. Es zeigt sich, dass die Ergebnisse robust sind.

Somit bestätigt sich die Vermutung, dass die gestaffelte Preisanpassung die empirischen Mobilitätsmuster nicht komplett erklären kann. Obwohl das Modell die Bewegung der Verteilung selbst erklären kann, muss insgesamt festgehalten werden, dass die Mikrofundierung der Neu-Keynesianischen Phillips-Kurve die in dieser Arbeit vorgegebenen Testanforderungen nicht erfüllt.

Abbildung 30: Korrelation der Übergangswahrscheinlichkeiten mit der Wachstumsrate, Rotemberg-Woodford-Szenario; Quelle: Eigene Darstellung.



Allerdings zeigt die Betrachtung auch, unter welchen Umständen die Mobilität innerhalb der Verteilung richtig wiedergegeben werden könnte. Für niedrige α -Werte stimmt die Mobilität für Zustand 1 mit den empirischen Ergebnissen überein, während das für Zustand 2 für hohe α -Werte gilt. Dies würde implizieren, dass Firmen mit niedriger Wachstumsrate die Preise flexibler anpassen, als Firmen mit hoher Wachstumsrate.

Abbildung 31: Korrelation zwischen Übergangswahrscheinlichkeit und 1. Differenz der Wachstumsrate des Outputs, Rotemberg-Woodford-Szenario; Quelle: Eigene Darstellung.

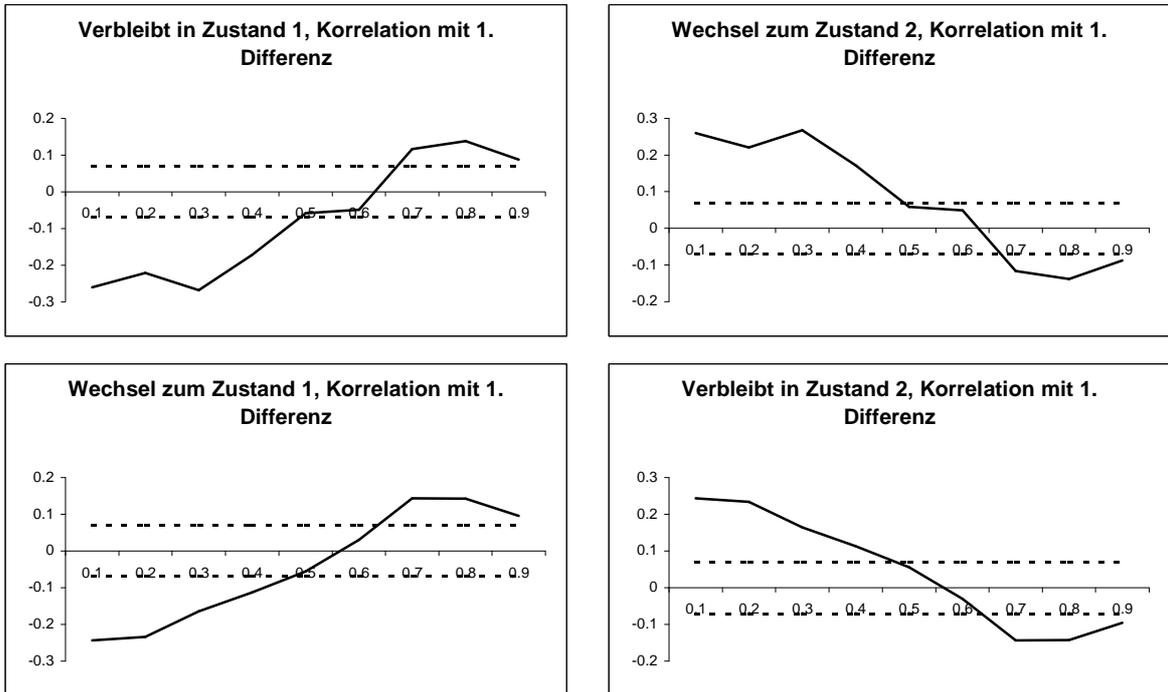


Abbildung 32: Korrelation der Übergangswahrscheinlichkeiten mit der Wachstumsrate, McCallum-Szenario; Quelle: Eigene Darstellung.

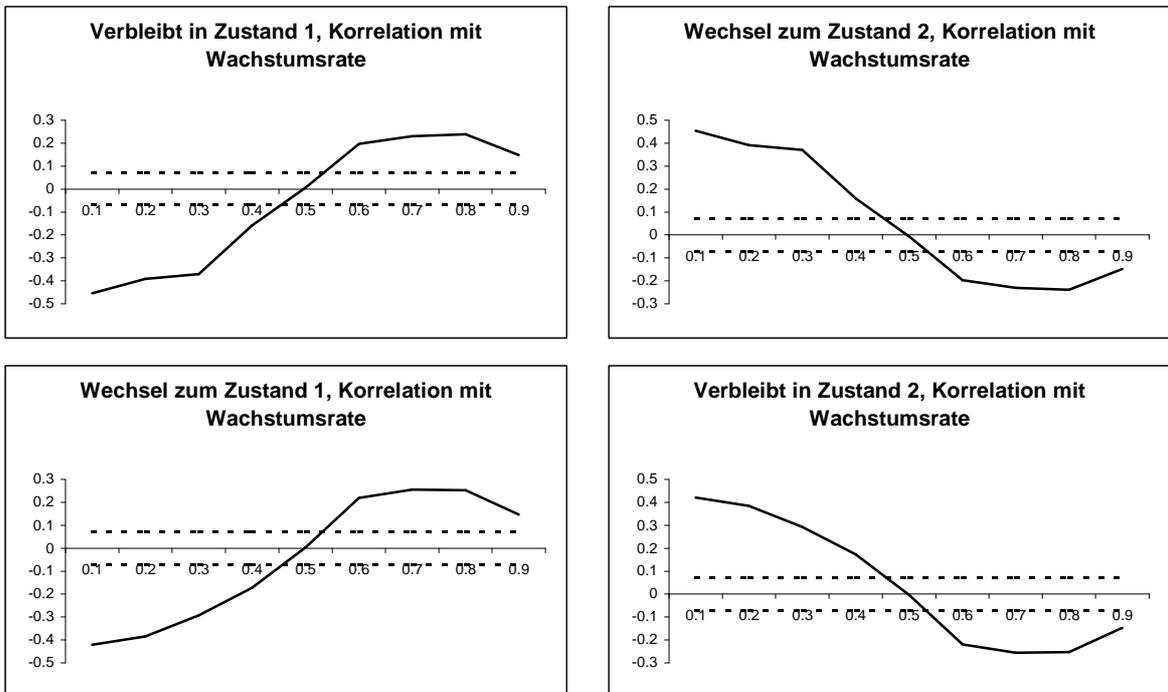
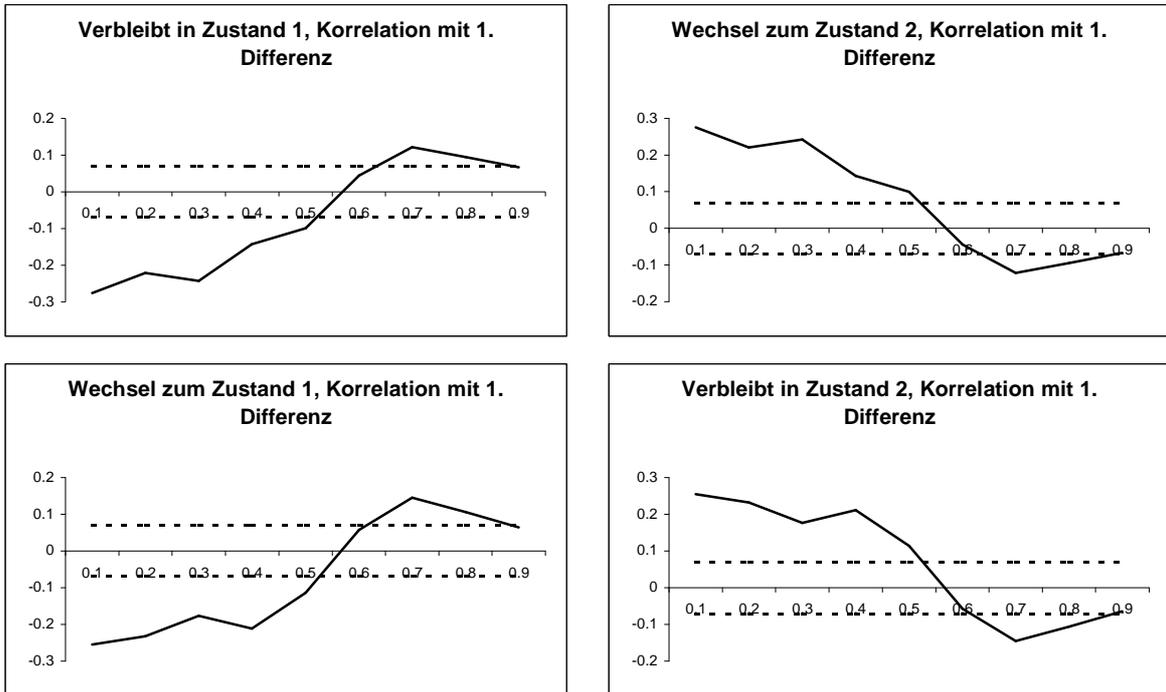


Abbildung 33: Korrelation zwischen Übergangswahrscheinlichkeit und 1. Differenz der Wachstumsrate des Outputs, McCallum-Szenario; Quelle: Eigene Darstellung.



Somit verdeutlicht die Untersuchung, dass der Erklärungsversuch von Higson et al. (2002, 2004) durchaus relevant für die Betrachtung von Preisstarreheiten ist. Firmen, denen es wirtschaftlich schlecht geht, haben einen hohen Anreiz Maßnahmen zu ergreifen, um ihre Situation zu verbessern. In dem Fall wäre die Häufigkeit der Preisanpassung eine Funktion der Wachstumsrate der Firma. Ist die Wachstumsrate hoch, werden die Preise nicht verändert, während bei einer niedrigen Wachstumsrate Preisanpassungen erfolgen, um das Wachstum der Firma wieder zu erhöhen.

7 Schlussbetrachtung

Das Neu-Keynesianische Modell und mit ihm auch die Neu-Keynesianische Phillips-Kurve gelten mittlerweile als das Arbeitstier unter den makroökonomischen Modellen. Kernelemente bei der Ableitung der Neu-Keynesianischen Phillips-Kurve aus dem Optimierungskalkül der Unternehmen ist die Annahme des rationalen Verhaltens und damit die Beachtung der Zukunft gepaart mit einer trägen Preisanpassung. Die bisherigen empirischen Überprüfungen beschränkten sich in erster Linie auf die Schätzung der Neu-Keynesianischen Phillips-Kurve oder auf einer Betrachtung der Durchschnittsdauer von Preisanpassungen. In der vorliegenden Arbeit wurde versucht, eine alternative Methode zur Überprüfung von träger Preisanpassung zu verwenden.

Dazu wurde ein einfaches Neu-Keynesianisches Modell mit Calvo-Preisträgheit simuliert. Aus den simulierten Ergebnissen für das Output-Wachstum, die Inflationsrate und den Zins wurde die Wachstumsrate des realen Umsatzes berechnet. Die Ergebnisse für die höheren Momente der Verteilung wurden in Abhängigkeit des Parameters α , der für die Trägheit der Preisanpassung steht, dargestellt. Dabei wurde deutlich, dass je weniger Firmen pro Periode ihre Preise anpassen können, also je träger die Preisanpassung ist, die Schiefe immer negativer mit der Outputwachstumsrate korreliert ist. Für kleine α -Werte ist die Schiefe hingegen signifikant positiv. Der Verlauf für die Varianz ist recht ähnlich zum Verlauf der Schiefe, allerdings sind die negativen Korrelationskoeffizienten nicht signifikant. Bei der Kurtosis liegt eine insignifikante positive Korrelation bei niedrigem α vor, steigt der Wert, so ist der Korrelationskoeffizient nahe Null und insignifikant. Diese Ergebnisse wurden für drei verschiedene Parameterkonstellationen ermittelt. Da die Resultate sich bei allen Konstellationen nur geringfügig unterscheiden, kann davon ausgegangen werden, dass die Ergebnisse robust sind. Insgesamt kann also festgehalten werden, dass negative Korrelation zwischen Schiefe und Outputwachstum ein Indikator für eine träge Preisanpassung ist.

Im vierten Kapitel wurde dann die Untersuchung von Döpke et al. (2005) vorgestellt, in der für einen deutschen Unternehmensdatensatz die Verteilung der realen Umsatzwachstumsraten untersucht wurde. Es konnte gezeigt werden, dass die Schiefe der Verteilung negativ mit der Wachstumsrate des BIP korreliert ist. Sowohl Varianz als auch Kurtosis waren nicht signifikant, wobei die Varianz nur knapp nicht signifikant war. Die Varianz wäre ebenfalls negativ mit dem BIP-Wachstum korreliert. Alle Ergebnisse sind robust. Die empirischen

Resultate für alle drei Momente stimmen überraschend gut mit den theoretischen Resultaten im Modell überein. Hieraus kann geschlussfolgert werden, dass träge Preisanpassung in der Tat empirisch relevant ist.

Die Diskussion über die Vorgehensweise von Higson et al. (2002, 2004) durch Döpke et al. (2005) zeigte jedoch, dass eine genauere Untersuchung der Mobilität der einzelnen Firmen innerhalb der Verteilung nötig ist und nicht nur eine Betrachtung der Verteilung selbst. Zu diesem Zweck wurden durch Döpke und Weber (2006) die Übergangswahrscheinlichkeiten für den deutschen Datensatz berechnet. Es zeigt sich, dass bei einer steigenden Outputwachstumsrate die Mobilität innerhalb der Verteilung zunimmt, während bei einer sinkenden Wachstumsrate die Mobilität abnimmt. Dies gilt unabhängig von der Position innerhalb der Verteilung. Die Ergebnisse bedeuten, dass bei einer Verlangsamung des Wirtschaftswachstums die Unternehmen ihre Rangfolge beibehalten, während bei einer Beschleunigung des Wachstums Unternehmen am oberen Ende der Rangfolge Plätze einbüßen, während sich Unternehmen am unteren Ende verbessern. Ein Erklärungsansatz für dieses Verhalten ergibt sich analog zu der Interpretation der Perzentil-Regressionen von Higson et al. (2002, 2004). Unternehmen, denen es wirtschaftlich schlecht geht, haben einen hohen Anreiz, Maßnahmen zur Verbesserung ihrer Situation zu ergreifen. Bei einer Verlangsamung des Wirtschaftswachstums geht es allen Unternehmen schlechter, so dass alle Unternehmen Maßnahmen ergreifen. Dies führt dazu, dass sich kein Unternehmen gegenüber anderen Unternehmen verbessert, so dass sich an der Rangfolge nichts ändert. Bei einem beschleunigten Wachstum geht es vielen Unternehmen besser. Es gibt aber nach wie vor Unternehmen, denen es wirtschaftlich schlecht geht, die dann Maßnahmen zu Verbesserung ergreifen. Da hier nur ein paar Unternehmen Maßnahmen ergreifen, können sich diese Unternehmen gegenüber den anderen Unternehmen verbessern, also Plätze in der Rangfolge gut machen.

Im Modell selbst gibt es keine theoretische Erklärung für die asymmetrischen Ergebnisse für die Mobilität der Unternehmen. Das liegt daran, dass die Preisanpassung unabhängig von der Situation des Unternehmens ist. Im betrachteten Calvo-Modell ist die Preisanpassung ein stochastischer Prozess. In den ursprünglichen Modellen zur gestaffelten Preisanpassung von Fischer (1977) und Taylor (1980) war die Preisanpassung abhängig von der verstrichenen Zeit. So ist es dann auch nicht verwunderlich, dass die Simulation des Modells ergibt, dass die Korrelation der Übergangswahrscheinlichkeiten nicht mit den empirischen Ergebnissen übereinstimmen.

Die Annahme der trägen Preisanpassung konnte also auch durch die vorliegende Untersuchung nicht eindeutig bestätigt werden. Die Dynamik der Verteilung lässt sich durch Preisträgheit gut replizieren, die Dynamik innerhalb der Verteilung ist durch den Preissetzungsmechanismus nicht erklärt. Da es eine gute theoretische Erklärung für die negative Korrelation von Schiefe und Wachstum durch träge Preisanpassung gibt, kann geschlussfolgert werden, dass Preisträgheit eine Rolle spielt. Diese Preisanpassung darf aber, um die Mobilität der Unternehmen korrekt abzubilden, nicht unabhängig von der wirtschaftlichen Lage des Unternehmens sein. Vorstellbar wäre eine Preisanpassung in Abhängigkeit vom Umsatzwachstum. Die Preisanpassung wäre dann *state dependent*. Diese Interpretation der Ergebnisse deckt sich mit neueren Untersuchungen auf Mikroebene zur Preisanpassung, die ebenfalls Hinweise auf eine Zustandsabhängigkeit der Preisanpassung finden (z. B. Stahl 2005 oder Dias et al. 2007). Dabei ist die Mikrofundierung für *state dependent pricing* eigentlich ein alter Hut. Bereits das *menu cost* Modell von Mankiw (1985) ist zustandsabhängig, da eine Preisanpassung dann vorgenommen wird, wenn der tatsächliche Preis entsprechend weit von dem Preis, der bei flexibler Preisanpassung gesetzt würde, entfernt ist. Die Verwendung von *state dependent pricing* in einem *DSGE*-Modell ist allerdings mit größeren Problemen verbunden, als beim Calvo-Mechanismus. Ein erster Schritt in diese Richtung wird durch Devereux und Siu (2007) gemacht. Im Lichte der Ergebnisse dieser Arbeit ist das eine vielversprechende Richtung für weitere Forschung. Die Richtigkeit der Modelle kann dann anhand der in dieser Arbeit präsentierten empirischen Ergebnisse überprüft werden.

8 Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1: Berechnung des Umsatzes; Quelle: Eigene Darstellung.....	23
Abbildung 2: Korrelation der Momente mit der Wachstumsrate des Output für alle drei Szenarien; Quelle: Eigene Darstellung.	29
Abbildung 3: Korrelation der Schiefe bei Variation von θ , Quelle: Eigene Darstellung.	31
Abbildung 4: Verteilung der log Größe der gelöschten Unternehmen; Quelle: Döpke et al. (2005).	35
Abbildung 5: Anteil der ausgeschlossenen Firmen; Quelle: Döpke et al. (2005).....	36
Abbildung 6: Verteilung der ausgeschlossenen Firmen gegenüber BIP Wachstum; Quelle: Döpke et al. (2005).....	37
Abbildung 7: Kerndichteschätzung; Quelle: Döpke et al. (2005).....	39
Abbildung 8: Oberflächenkontur der Kerndichteschätzung; Quelle: Döpke et al. (2005).....	40
Abbildung 9: Test auf Normalität; Quelle: Döpke et al. (2005).	41
Abbildung 10: Momente der Verteilung im Zeitablauf; Quelle: Döpke et al. (2005).	42
Abbildung 11: Zerlegung der Schiefe; Quelle: Eigene Darstellung.	47
Abbildung 12: Schätzung für der Perzentile; Quelle: Döpke et al. (2005).	49
Abbildung 13: Verschiedene <i>Cut-offs</i> ; Quelle: Döpke et al. (2005).	50
Abbildung 14: Balancierter Datensatz; Quelle: Döpke et al. (2005).	52
Abbildung 15: Beziehung zwischen Schiefe und Mobilität; Modifiziert entnommen aus: Döpke und Weber (2006).	53
Abbildung 16: Absolute Zustände; Quelle: Eigene Darstellung.....	63
Abbildung 17: Relative Zustände; Quelle: Eigene Darstellung.	64
Abbildung 18: Die einzelnen Zustände; Quelle: Döpke und Weber (2006).	65
Abbildung 19: Übergangswahrscheinlichkeiten; Quelle: Döpke und Weber (2005).	67
Abbildung 20: Größe der Unternehmen nach Zuständen; Quelle: Döpke und Weber (2006).	69
Abbildung 21: Shorrocks Mobilitätsindex; Quelle: Döpke und Weber (2006).	70

Abbildung 22: Ergebnisse für ΔBIP_t ; Quelle: Döpke und Weber (2006).	73
Abbildung 23: Ergebnisse für ΔBIP_{t-1} ; Quelle: Döpke und Weber (2006).	74
Abbildung 24: Ergebnisse für $z_{i,t-1}$; Quelle: Döpke und Weber (2006).	76
Abbildung 25: Ergebnisse für $\Delta^2 BIP_t$; Quelle: Döpke und Weber (2006).	77
Abbildung 26: Ergebnisse im multinomialen Logit-Modell für $\Delta^2 BIP_t$; Quelle: Döpke und Weber (2006).	79
Abbildung 27: Stochastische Kerndichte; Quelle: Döpke und Weber (2006).	80
Abbildung 28: Korrelation der Übergangswahrscheinlichkeiten mit der Wachstumsrate; Quelle: Eigene Darstellung.	84
Abbildung 29: Korrelation zwischen Übergangswahrscheinlichkeit und 1. Differenz der Wachstumsrate des Outputs; Quelle: Eigene Darstellung.	85
Abbildung 30: Korrelation der Übergangswahrscheinlichkeiten mit der Wachstumsrate, Rotemberg-Woodford-Szenario; Quelle: Eigene Darstellung.	86
Abbildung 31: Korrelation zwischen Übergangswahrscheinlichkeit und 1. Differenz der Wachstumsrate des Outputs, Rotemberg-Woodford-Szenario; Quelle: Eigene Darstellung.	87
Abbildung 32: Korrelation der Übergangswahrscheinlichkeiten mit der Wachstumsrate, McCallum-Szenario; Quelle: Eigene Darstellung.	87
Abbildung 33: Korrelation zwischen Übergangswahrscheinlichkeit und 1. Differenz der Wachstumsrate des Outputs, McCallum-Szenario; Quelle: Eigene Darstellung.	88

9 Tabellenverzeichnis

Tabelle 1: Werte für α auf Jahresbasis; Quelle: Blinder (1994), Carlton (1986) und Kashyap (1995), eigene Berechnung.	26
Tabelle 2: Parametrisierung; Quelle: Woodford (1997), Rotemberg und Woodford (1998) und McCallum (2001), teilw. eigene Berechnung.	28
Tabelle 3: Empirische und simulierte Momente für die Output-Lücke; Quelle: Eigene Darstellung.	28
Tabelle 4: Zusammenfassende Statistik; Quelle: Döpke et al. (2005).	38
Tabelle 5: Ergebnisse für die Querschnittsregression; Quelle: Döpke et al. (2005).	44
Tabelle 6: Korrelationsmatrix der Dezile; Quelle: Döpke et al. (2005).	48
Tabelle 7: Ausgewählte Regressionen der Perzentile; Quelle: Döpke et al. (2005).	48

10 Literaturverzeichnis

- Akerlof, G. A. und J. L. Yellen (1985): A Near-Rational Model of the Business Cycle, With Wage and Price Inertia, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 100 Supplement, S. 823-838.
- Anderson, T. W. (1954): Probability Models for Analyzing Time Changes in Attitudes, in: P. F. Lazarsfeld (Hrsg.): *Mathematical Thinking in the Social Sciences*, New York, S. 17-66.
- Anderson, T. W. und L. A. Goodman (1957): Statistical Inference about Markov Chains, *Annals of Mathematical Statistics*, Vol. 28, S. 89-109.
- Arrow, K. und G. Debreu (1954): Existence of an Equilibrium for a Competitive Economy, *Econometrica*, Vol. 22, S. 265-290.
- Ball, L. (1999): Efficient Rules for Monetary Policy, *International Finance*, Vol. 2, S. 63-83.
- Ball, L. und S. G. Cecchetti (1988): Imperfect Information and Staggered Price Setting, *American Economic Review*, Vol. 78, S. 999-1018.
- Ball, L. und D. Romer (1990): Real-Rigidities and the Non-Neutrality of Money, *Review of Economic Studies*, Vol. 57, S. 183-203.
- Bernanke, B. S. und M. Woodford (1997): Inflation Forecasts and Monetary Policy, *NBER Working Paper W6157*.
- Bera, A. K. und C. M. Jarque (1981): An Efficient Large Sample Test for Normality of Observations and Regression Residuals, *Working Papers in Economics and Econometrics No. 40*.
- Blanchard, O. J. (1983): Price Asynchronization and Price Level Inertia, in: R. Dornbusch und M. Simonsen (Hrsg.): *Inflation, Debt, and Indexation*, Cambridge u. a., S. 3-25.
- Blanchard, O. J. und C. M. Kahn (1980): The Solution of Linear Difference Models under Rational Expectations, *Econometrica*, Vol. 48, S. 1305-1311.
- Blinder, A. S. (1994): On Sticky Prices: Academic Theories Meet the Real World, in: N. G. Mankiw (Hrsg.): *Monetary Policy*, Chicago, S. 117-150.
- Bowman, D. und B. Doyle (2003): New Keynesian Open-Economy Models and Their Implications for Monetary Policy, *International Finance Discussion Papers No.762*.

- Bulli, S. (2001): Distribution Dynamics and Cross-country Convergence: A New Approach, *Scottish Journal of Political Economy*, Vol. 48, S. 226-243.
- Calvo, G. A. (1983): Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 12, S. 383-398.
- Carlton, D. W. (1986): The Rigidity of Prices, *American Economic Review*, Vol. 76, S. 637-658.
- Cecchetti, S. G. (1986): The Frequency of Price Adjustment: A Study of the Newsstand Prices of Magazines, *Journal of Econometrics*, Vol. 31, S. 255-274.
- Chumacero, R. A. und K. Schmidt-Hebbel (2005): General Equilibrium Models: An Overview, in: R. A. Chumacero und K. Schmidt-Hebbel (Hrsg.): *General Equilibrium Models for the Chilean Economy*, Santiago, S. 1-27.
- Clarida, R., J. Galí und M. Gertler (1998): Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence, *European Economic Review*, Vol. 42, S. 1033-1067.
- Clarida, R., J. Galí und M. Gertler (1999): The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective, *Journal of Economic Literature*, Vol. 37, S. 1661-1707.
- Clarida, R., J. Galí und M. Gertler (2000): Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 115, S. 147-180.
- Cooper, R. und A. John (1988): Coordinating Coordination Failures in Keynesian Models, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 103, S. 441-463.
- D'Agostino, R. B., A. Balanger und R. B. D'Agostino, Jr. (1990): A Suggestion for Using Powerful and Informative Tests of Normality, *The American Statistician*, Vol. 44, S. 316-321.
- De Long, J. B. (2000) : The Triumph of Monetarism?, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 14, S. 83-94.
- Devereux, M. B. und H. E. Siu (2007): State Dependent Pricing and Business Cycle Asymmetries, *International Economic Review*, Vol. 48, S. 281-310.
- Diamond, P. A. (1982): Aggregate Demand Management in Search Equilibrium, *Journal of Political Economy*, Vol. 90, S. 881-894.

- Diaz, D.A., C. Robalo Marques und J. M. C. Santos Silva (2007): Time- or State-dependent Price Setting Rules? Evidence from Micro Data, *European Economic Review*, Vol. 51, S. 1589-1613.
- Dixit, A. K. und J. Stiglitz (1977): Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity, *American Economic Review*, Vol. 67, S. 297-308.
- Döpke, J., M. Funke, S. Holly und S. Weber (2005): The Cross-Sectional Dynamics of German Business Cycle: A Bird's Eye View, *Deutsche Bundesbank Discussion Paper No. 23/2005*.
- Döpke, J. und S. Weber (2006): The Within-distribution Business Cycle Dynamics of German Firms, *Deutsche Bundesbank Discussion Paper No. 29/2006*.
- Fethke, G. und A. Policiano (1984): Wage Contingencies, the Pattern of Negotiation and Aggregate Implications of Alternative Contract Structures, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 14, S. 151-170.
- Fethke, G. und A. Policiano (1986): Will Wage Setters Ever Stagger Decisions?, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 101, S. 867-878.
- Fischer, S. (1977): Long-Term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule, *Journal of Political Economy*, Vol. 85, S. 191-206.
- Friedman, B. M. und L. H. Summers (1991): Series Foreword, in: N. G. Mankiw und D. Romer (Hrsg.): *New Keynesian Economics – Vol. 1: Imperfect Competition and Sticky Prices*, Cambridge u.a., S. IX-X.
- Galí, J. und M. Gertler (1999): Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 44, S. 195-222.
- Gerberding, C., F. Seitz und A. Worms (2007): Money-based Interest Rate Rules: Lessons from German Data, *Deutsche Bundesbank Discussion Paper No. 06/2007*.
- Godfrey, L. G. (1988): *Specification Tests in Econometrics*, Cambridge.
- Goodfriend, M. (1991): Interest Rate Smoothing and the Conduct of Monetary Policy, *Carnegie-Rochester Conference on Public Policy*, Vol. 34, S. 7-30.
- Goodfriend, M. und R. G. King (1997): The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy, *Federal Reserve Bank of Richmond Working Paper No. 98-05*.

- Guay, A. und F. Pelgrin (2004): The U.S. New Keynesian Phillips Curve: An Empirical Assessment, *Bank of Canada Working Paper No. 2004-35*.
- Hartley, J. E. (1997): *The Representative Agent in Macroeconomics*, London.
- Hicks, J. R. (1936): Mr. Keynes and the Classics: A Suggested Interpretation, *Econometrica*, Vol. 5, S. 147-159.
- Hicks, J. R. (1939): *Value and Capital*, Oxford.
- Higson, C., S. Holly und P. Kattuman (2002): The Cross-sectional Dynamics of the US Business Cycle: 1950-1999, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 26, S. 1539-1555.
- Higson, C., S. Holly, P. Kattuman und S. Platis (2004): The Business Cycle, Macroeconomic Shocks and the Cross Section: the Growth of UK Quoted Companies, *Economica*, Vol. 71, S. 299-318.
- Kashyap, A. K. (1995): Sticky Prices: New Evidence from Retail Catalogues, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110, S. 245-274.
- King, R. G. (2000): The New IS-LM Model: Language, Logic, and Limits, *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, Vol. 86, S. 45-103.
- King, R. G. und M. W. Watson (1998): The Solution of Singular Linear Difference Systems under Rational Expectations, *International Economic Review*, Vol. 39, S. 1015-1026.
- King, R. G. und M. W. Watson (2002): System Reduction and Solution Algorithms for Singular Linear Difference Systems under Rational Expectations, *Computational Economics*, Vol. 20, S. 57-86.
- Kydland, F. und E. Prescott (1982): Time-to-Build and Aggregate Fluctuations, *Econometrica*, Vol. 50, S. 1345-1370.
- Long, J. und C. Plosser (1983): Real Business Cycles, *Journal of Political Economy*, Vol. 91, S. 39-69.
- Lucas, R. E., Jr., (1972): Expectations and the Neutrality of Money, *Journal of Economic Theory*, Vol. 4, S. 103-124.
- Lucas, R. E., Jr., (1976): Econometric Policy Evaluation: A Critique, in: K. Brunner und H. Meltzer (Hrsg.): *The Phillips Curve and Labor Markets*, Amsterdam, S. 19-46.
- Lucas, R. E., Jr., (1980): The Death of Keynesian Economics, *Issues and Ideas*, S. 18-19.

- Ljungqvist, L. und T.J. Sargent (2000): *Recursive macroeconomic theory*, Cambridge, Mass.
- Mankiw, N. G. (1985): Small Menu Costs and Large Business Cycle: A Macroeconomic Model of Monopoly, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 100, S. 529-537.
- Mankiw, N. G. (1992): The Reincarnation of Keynesian Economics, *European Economic Review*, Vol. 36, S. 559-565.
- McCallum, B. T. (2001): Should Monetary Policy Respond Strongly to Output Gaps?, *The American Economic Review*, Vol. 91, No. 2 Papers and Proceedings, S. 258-262.
- McFadden, D. (1974): Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior, in: P. Zarembka (Hrsg.): *Frontiers in Econometrics*, New York, S. 105-142.
- Muth, J. F. (1961): Rational Expectations and the Theory of Price Movements, *Econometrica*, Vol. 29, S. 315-335.
- Nason, J. M. und G. W. Smith (2005): Identifying the New Keynesian Phillips Curve, *Federal Reserve Bank of Atlanta Working Paper No. 2005-1*.
- Newey, W. K. und K. D. West (1987): A Simple, Positive, Semi-Definite Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix, *Econometrica*, Vol. 55, S. 703-708.
- Orphanides, A. (2003): Monetary Policy Evaluation with Noisy Information, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 50, S. 605-631.
- Pencavel, J. H. (1986): Labor Supply of Men: A Survey, in: O. Ashenfelter und R. Layard (Hrsg.): *Handbook of Labor Economics Vol. 1*, Amsterdam, S. 3-102.
- Quah, D. (1997): Empirics for Growth and Distribution: Stratification, Polarization, and Convergence Clubs, *Journal of Economic Growth*, Vol. 2, S. 27-59.
- Quah, D. (2007): Growth and Distribution, *Mimeo*, London School of Economics, <http://econ.lse.ac.uk/staff/dquah/p/gnd.pdf>, 3.12.2007.
- Ramsey, J. B. (1969): Tests for Specification Errors in Classical Linear Least Squares Regression Analysis, *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, Vol. 31, S. 350-371.
- Ravn, M. O. und H. Uhlig (2002): On Adjusting the HP-Filter for the Frequency of Observations, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 84, pp 371-376.
- Roberts, J. M. (1995): New Keynesian Economics and the Phillips Curve, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 27, S. 975-984.

- Romer, D. (1993): The New Keynesian Synthesis, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 7, S. 5-22.
- Rotemberg, J. J. (1987): The New Keynesian Microfoundations, in: S. Fischer (Hrsg.): *NBER Macroeconomics Annual 1987*, Cambridge, S. 63-129.
- Rotemberg, J. J. und M. Woodford (1995): Dynamic General Equilibrium Models with Imperfectly Competitive Product Markets, in: T. F. Cooley (Hrsg.): *Frontiers of Business Cycle Research*, Princeton, S. 243-293.
- Rotemberg, J. J. und M. Woodford (1998): An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy: Expanded Version, *NBER Technical Working Paper 233*.
- Rotemberg, J. J. und M. Woodford (1999): Interest-Rate Rules in an Estimated Sticky Price Model, *NBER Working Paper 6618*.
- Sachverständigenrat (2001): *Für Stetigkeit – gegen Aktionismus*, Wiesbaden.
- Shapiro, C. und J. E. Stiglitz (1984): Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device, *American Economic Review*, Vol. 74, S. 433-444.
- Shiller, R. J. (1978): Rational Expectations and the Dynamic Structure of Macroeconomic Models, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 4, S. 1-44.
- Shorrock, A. F. (1978): The Measurement of Mobility, *Econometrica*, Vol. 46, S. 1013-1024.
- Silverman, B. W. (1986): *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*, London.
- Smets, F. und R. Wouters (2003): An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area, *Journal of the European Economic Association*, Vol. 1, S. 1123-1175.
- Smets, F. und R. Wouters (2004a): Forecasting with a Bayesian DSGE Model: An Application to the Euro Area, *ECB Working Paper No. 389*.
- Smets, F. und R. Wouters (2004b): Comparing Shocks and Frictions in US and Euro Area Business Cycles: A Bayesian Approach, *ECB Working Paper No. 391*.
- Smets, F. und R. Wouters (2007): Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach, *ECB Working Paper No. 722*.

- Söderström, U. (1999): Should Central Banks Be More Aggressive?, *Sveriges Riksbank Working Paper 84*.
- Spilerman, S. (1972): The Analysis of Mobility Processes by the Introduction of Independent Variables into a Markov Chain, *American Sociological Review*, Vol. 37, S. 277-294.
- Stahl, H. (2005): Time-dependent or State-dependent Price Setting? Micro Evidence from German Metal-working Industries, *ECB Working Paper No. 534*.
- Stiglitz, J. E. und A. Weiss (1981): Credit Rationing in Markets with Imperfect Information, *American Economic Review*, Vol. 71, S. 393-410.
- Stöss, E. (2001): Deutsche Bundesbank Balance Sheet Statistics and Areas of Application, *Schmollers Jahrbuch – Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaft*, Vol. 121, S. 131-137.
- Sutton, J. (1997): Gibrat's Legacy, *Journal of Economic Literature*, Vol. 35, S. 40-59.
- Svensson, L. (1996): Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets, *NBER Working Paper 5797*.
- Svensson, L. (1997): Inflation Targeting: Some extensions, *NBER Working Paper 5962*.
- Taylor, J. B. (1980): Aggregate Dynamics and Staggered Contracts, *Journal of Political Economy*, Vol. 88, S. 1-24.
- Taylor, J. B. (1993): Discretion versus Policy Rules in Practice, *Carnegie-Rochester Conferences Series on Public Policy*, Vol. 39, S. 195-214.
- Tillmann, O. (2005): The New Keynesian Phillips Curve in Europe: does it fit or does it fail?, *Deutsche Bundesbank Discussion Paper No. 04/2005*.
- Wallace, N. (2000): Comment on 'Theoretical Analysis Regarding Zero Lower Bound on Nominal Interest Rates, *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 32, S. 931-35.
- Walras, L. (1874): *Eléments d'économie politique pure*, Lausanne.
- White, H. (1980): A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heteroscedasticity, *Econometrica*, Vol. 48, S. 817-838.
- Wieland, V. (1996): Monetary Policy, Parameter Uncertainty, and Optimal Learning, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 46, S. 199-228.

- Williams, J. C. (2003): Simple Rules for Monetary Policy, *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, S. 1-12.
- Woodford, M. (1997): Control of the Public Debt: A Requirement for Price Stability?, in: G. Calvo und M. King (Hrsg.): *The Debt Burden and Monetary Policy*, London.
- Woodford, M. (1999): Optimal Monetary Policy Inertia, *NBER Working Paper 7261*.
- Wooldridge, J. M. (2006): *Introductory Econometrics. A Modern Approach*, 3. Auflage, Mason, Ohio u.a.
- Yun, T. (1996): Nominal Price Rigidity, Money Supply Endogeneity, and Business Cycles, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 37, S. 345-370.