

Freie Universität Berlin
Fachbereich Wirtschaftswissenschaften
Institut für Statistik und Ökonometrie

Der Zusammenhang von Inflation und Geldmengenwachstum an verschiedenen Frequenzen

- eine Analyse für den Euroraum -

Diplomarbeit

Eingereicht bei Prof. Dr. Jürgen Wolters
Bearbeitungszeitraum: 07.01.2008 bis 06.05.2008

Von: Lars Winkelmann
Matrikelnummer: 4077134
E-Mail: lars.winkelmann(at)gmx.de

Diese Arbeit wurde im Forschungszentrum der Deutschen Bundesbank angefertigt. Mein besonderer Dank gilt Herrn Dr. Karl-Heinz Tödter und Herrn Michael Scharnagl für stete Hilfsbereitschaft und wertvolle Anregungen.

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung	1
2	Empirische Arbeiten und Theorie	4
2.1	Modelle für Geld und Inflation im Euroraum	4
2.2	Die Zwei-Säulen-Phillipskurve	7
3	Datenauswahl und Stationaritätseigenschaften	10
4	Analyse im Frequenzbereich	15
4.1	Spektren	15
4.2	Kreuzspektrale Maße	19
4.3	Auswertung	23
5	Analyse im Zeitbereich	25
5.1	Kointegration von Inflation und Geldmengenwachstum	25
5.1.1	Test auf Kointegration und VECM-Schätzung	26
5.1.2	Impuls-Antwort-Folgen und Varianzdekomposition	31
5.1.3	Interpretation und Vergleich mit aktuellen Studien	35
5.2	Einzelgleichungen in Form der Zwei-Säulen-Phillipskurve	37
5.2.1	Filterung der Daten	37
5.2.2	Schätzungen an verschiedenen Frequenzbändern	40
5.2.3	Auswertung und Vergleich mit aktuellen Studien	46
5.3	Zusammenführung der Ergebnisse	48
6	Fazit	50

<i>INHALTSVERZEICHNIS</i>	iii
Literaturverzeichnis	I
Anhang	III
A Bezug Kapitel 5.1	IV
A.1 Abbildungen zum VECM	IV
A.2 Vergleich ML- und S2S-Methode	VI
B Bezug Kapitel 5.2	VII
B.1 Filterfunktionen und -gewichte	VII
B.2 Tests auf Gleichheit der Varianzen	VIII
B.3 Fehler-Korrektur-Modell mit Output-Gap	IX
C Verwendete Statistikprogramme	X
D Daten	XI

Abbildungsverzeichnis

3.1	Inflations- und Geldmengenwachstumszeitreihe	11
4.1	Spektrum von Inflation und Geldmengenwachstum	19
4.2	Gain: Inflation-Geldmengenwachstum, Inflation-Output-Gap	23
4.3	Kohärenz: Inflation-Geldmengenwachstum, Inflation-Output-Gap	23
5.1	Impuls-Antwort-Folge: Geldmengenwachstum auf Inflation und umgekehrt	33
5.2	Varianzzerlegung von Inflation und Geldmengenwachstum	34
5.3	Inflation, Geldmengenwachstum und Output-Gap gefiltert	39
5.4	Rekursive Residuen der Zwei-Säulen-Phillipskurve	45
5.5	CUSUM2 der Zwei-Säulen-Phillipskurve	46
A.1	Kointegrationsgraph des restringierten VECMs	IV
A.2	Residuen der Inflations- und Geldmengenwachstumsgleichung	V
A.3	Impuls-Antwort-Folgen des unrestringierten VECMs	V
A.4	Varianzzerlegung des unrestringierten VECMs	V
B.1	Gain: BK-Filter für zwei unterschiedliche Frequenzbänder	VII
B.2	Hohe Frequenzen der Inflation und Störterm der Zwei-Säulen-Phillipskurve	VIII

Tabellenverzeichnis

3.1	ADF-Tests	13
5.1	VAR Selektionskriterien	27
5.2	Johansen-Trace-Test auf Kointegration	28
5.3	Spezifikationstests Output 1	30
5.4	Spezifikationstests Output 2	31
5.5	Schätzergebnisse der Zwei-Säulen-Phillipskurve	42
5.6	Testregression	43
A.1	Vergleich Johansen- und S2S-Methode	VI
B.1	Filtergewichte	VII
B.2	Tests auf Gleichheit der Varianzen	VIII
B.3	Schätzergebnisse Fehler-Korrektur-Modell mit Output-Gap	IX
B.4	Spezifikationstests	IX
D.1	Datensatz	XI

Kapitel 1

Einleitung

„Inflation is always and everywhere a monetary phenomenon“ (Friedman 1963)

Jeder Student der Makroökonomie wird in den ersten Semestern seines Studiums mit Milton Friedmans berühmten Diktum und der Bedeutung der Quantitätstheorie des Geldes für die Inflation vertraut gemacht. Auf der Grundlage dieser Theorie führt die Veränderung des Geldmengenwachstums langfristig zu einer identischen Veränderung der Inflationsrate. Für Zentralbanken liegt es nach dieser Theorie nahe, das Geldmengenwachstum als Zwischenziel zu betrachten.

Monetäre Ziele spielen in den meisten Zentralbanken heutzutage jedoch keine Rolle mehr. Gründe dafür sind sowohl theoretisch als auch empirisch fundiert. Zum einen bieten zunehmend dynamische stochastische allgemeine Gleichgewichtsmodelle (DSGE Modelle), in denen die Inflation ausschließlich durch Inflationserwartungen und den Auslastungsgrad (Output-Gap) determiniert ist, den theoretischen Rahmen für Politikanalysen. Zum anderen deuten empirische Studien, wie jene von de Grauwe und Polan (2005), darauf hin, dass in Ländern mit relativ geringen Inflationsraten nur ein sehr schwacher Zusammenhang zwischen Inflation und Geldmengenwachstum nachweisbar ist. Aus dieser Konstellation folgen unterschiedliche Strategien der Zentralbanken für die Zinspolitik. Während Geld beispielsweise für die Federal Reserve in den Vereinigten Staaten keine Bedeutung für Politikentscheidungen hat, berücksichtigt die Europäische Zentralbank (EZB) explizit das Geldmengenwachstum als Indikator für Preisentwicklungen (King 2002).

Das definierte Ziel der EZB ist die Stabilisierung der Inflation knapp unter zwei Pro-

zent. Um zukünftige Abweichungen vom Ziel möglichst frühzeitig zu erkennen, wird ein Zwei-Säulen-Ansatz verwendet. Dieser Ansatz separiert die ökonomische von der monetären Analyse. Die ökonomische Analyse soll Preisentwicklungen, die durch das Zusammenspiel von Angebots- und Nachfrageentwicklungen auf den Faktor- und Gütermärkten entstehen, erfassen. Dafür werden eine Vielzahl von ökonomischen Indikatoren und Finanzmarktdaten herangezogen. Durch diese werden gemäß der Erläuterungen zur Politik der EZB (ECB 2004, S. 55) kurz- bis mittelfristige Inflationsentwicklungen beschrieben. Hingegen beschreibt die monetäre Analyse langfristige Inflationsveränderungen. Speziell wird das Wachstum der Geldmenge M3 von 4,5 Prozent für kompatibel mit stabilen Preisen gehalten. Positive Abweichungen von diesem Referenzwert werden als Indikator für Inflationsdruck interpretiert, allerdings führt dies nicht automatisch zu Politikanpassungen (ECB 2003). Beide Ansätze zur Aufdeckung von Inflationsrisiken sind nicht als Alternativen definiert, sondern dienen zur gegenseitigen Überprüfung (ECB 2004, S. 55). Inflation ist nach dieser Strategie ausschließlich in der langen Frist ein direktes monetäres Phänomen.

Aus der aktuellen Diskussion¹ heraus, stellt sich die zentrale Frage: Wird durch die separate Analyse monetärer Indikatoren die Bedeutung der Geldmenge für das Preisniveau überbewertet oder ist die exponierte Stellung gerechtfertigt?

Empirische Studien für den Euroraum von Trecroci und Vega (2002) sowie Gerlach und Svensson (2003) finden, dass im Rahmen eines P-Stern Modells die Geldmenge bzw. daraus entwickelte Indikatoren eine gute Erklärung für die Inflation liefern. Andere Studien beziehen ihre Untersuchungen direkt auf die Zwei-Säulen-Strategie der EZB. Gerlach (2003) entwickelt eine Zwei-Säulen-Phillipskurve, die sowohl die monetäre als auch die ökonomische Analyse in einem empirischen Modell vereint. Greiber und Neumann (2004) sowie Assenmacher-Wesche und Gerlach (2007) finden diesen Zusammenhang ebenfalls. In einem weiteren Modell bestätigen Kaufmann und Kugler (2006) den Zusammenhang von Inflation und Geldmengenwachstum in der langen Frist.

Dennoch wird das Geldmengenwachstum als Indikator für Inflationsentwicklungen und

¹siehe z.B. Beiträge einer Konferenz der Deutschen Bundesbank am 6. und 7. Juni 2007 in Frankfurt am Main mit dem Thema: „Geldpolitische Strategie: Alte Probleme und neue Herausforderungen“; Informationen zu einzelnen Beiträgen siehe www.bundesbank.de/vfz/vfz_konferenzen.php

damit vor allem die monetäre Säule der EZB kritisiert. Woodford (2007) bezieht dabei seine Kritik auf einen Mangel an theoretischen Bezügen innerhalb von DSGE Modellen. De Grauwe und Polan (2005) begründen den schwachen Zusammenhang zwischen Inflation und Geldmengenwachstum anhand von Interaktionen zwischen dem Geldmengenwachstum und der Umlaufgeschwindigkeit des Geldes. Sie schlussfolgern, dass aufgedeckte Zusammenhänge zwischen Inflation und Geldmengenwachstum keine verlässlichen Ergebnisse liefern können. Begg et al. (2002) zeigen in ihrer empirischen Arbeit, dass es keinen Einfluss zwischen den Variablen gibt, und kritisieren auf dieser Grundlage die Zwei-Säulen-Strategie der EZB.

Ziel dieser Arbeit ist es, die Bedeutung des Geldmengenwachstums für die Inflation anhand verschiedener empirischer Methoden zu untersuchen. Zu den unterschiedlichen Positionen der Diskussion sollen aktuelle empirische Ergebnisse geliefert werden.

Die Arbeit ist folgendermaßen aufgebaut: Kapitel 2 gibt einen Überblick über strukturelle Modelle, die zur Schätzung des Zusammenhangs von Inflation und Geldmengenwachstum in der Literatur verwendet werden. Einen Schwerpunkt bildet die Zwei-Säulen-Phillipskurve. Für die empirischen Untersuchungen stehen zunächst Inflation und Geldmengenwachstum ohne strukturellen Modellbezug im Mittelpunkt. Im Kapitel 3 werden die ausgewählten Zeitreihen auf ihre Stationaritätseigenschaften untersucht. Mit der Methoden der Frequenzanalyse werden im Kapitel 4 die zyklischen Eigenschaften der Zeitreihen identifiziert. Es soll ein Bild davon entstehen, an welchen Frequenzen die größten Gemeinsamkeiten existieren. Die im Frequenzbereich erzielten Ergebnisse bieten Anhaltspunkte für das Kapitel 5. Darin wird im Zeitbereich zunächst der Zusammenhang von Inflation und Geldmengenwachstum in der langen Frist sowie deren Interaktion unter Verwendung eines Vektor-Fehlerkorrektur-Modells überprüft. Anschließend wird anhand eines Filterverfahrens und der Zwei-Säulen-Phillipskurve ein Frequenzband des Geldmengenwachstums gesucht, welches die Inflation am besten beschreibt. Abschließend werden im Kapitel 6 die Ergebnisse resümiert und mögliche Antworten auf die zentrale Fragestellung diskutiert.

Kapitel 2

Empirische Arbeiten und Theorie

In diesem Kapitel werden die wichtigsten ökonomischen Modelle in empirischen Arbeiten zum Zusammenhang von Geldmenge und Preisniveau bzw. deren erster Differenzen für den Euroraum vorgestellt. Die Schwerpunkte bilden die Geldnachfrage, das P-Stern Modell und die Zwei-Säulen-Phillipskurve. Es wird jeweils ein kurzer Überblick gegeben (Kapitel 2.1), bevor im Kapitel 2.2 das für diese Arbeit grundlegende Konzept der Zwei-Säulen-Phillipskurve vorgestellt wird.

2.1 Modelle für Geld und Inflation im Euroraum

Ein Großteil der empirischen Forschung zum Thema Geld und Preise im Euroraum wird über die Geldnachfrage modelliert. Die Geldnachfrage kann auf Grundlage der Quantitätstheorie diskutiert werden. Diese beschreibt den Zusammenhang zwischen der realen Geldmenge, dem realen Einkommen und der Umlaufgeschwindigkeit des Geldes. Da sich Schwankungen in der Umlaufgeschwindigkeit nicht immer leicht erklären lassen, werden häufig Opportunitätskosten der Geldhaltung vertretend in die Gleichung einbezogen. Um die monetäre Analyse in der Geldpolitik sinnvoll anwenden zu können, wird die Stabilität der Geldnachfrage im Allgemeinen als Voraussetzung angesehen.

Coenen und Vega (2001) untersuchen Quartalsdaten der realen Geldmenge M3, dem realen Einkommen, kurz- und langfristigen Zinsen sowie der Inflation innerhalb des Zeitraums von 1980 bis 1998. Sie identifizieren eine Geldmengengleichung, deren Parameter stabil

sind und die Nachfrage nach realer Geldmenge gut beschreibt. Brand und Cassola (2000) ermitteln anhand der gleichen Variablen über einen fast identischen Zeitraum (1980-1999) drei langfristige Beziehungen: Eine Geldnachfragefunktion, die durch das reale BIP und langfristige Zinsen erklärt wird, eine Beziehung zwischen lang- und kurzfristigem Zins, welche als Zinsstruktur interpretiert wird, und den Zusammenhang gemäß der Fisher-Gleichung zwischen realen und nominalen Zinsen sowie der Inflation. Sie bestätigen eine gut zu erklärende Geldnachfrage und finden keine Anzeichen von Instabilität.

Hingegen ist es nach Kaufmann (2007) für Zeitreihen, die über das Jahr 2001 hinaus gehen, schwierig, einen stabilen Zusammenhang zwischen der nominalen Geldmenge, Preisen und dem Einkommen zu erhalten. Carstensen (2006) sowie Greiber und Lemke (2005) erklären diese Instabilität durch Änderungen der Liquiditätspräferenzen. Seit 2001 lässt sich das starke Geldmengenwachstum auf größere Unsicherheit und geringeres Vertrauen der Wirtschaftsakteure zurückführen. Die Folge ist eine größere Geldhaltung, die nicht nachfragewirksam wird und folglich zu keinem Preisdruck führt. Durch Berücksichtigung von Messgrößen für Aktienmarktrenditen und -volatilitäten gelangen diese Autoren zu einer stabilen Geldnachfrage. Auch Dreger und Wolters (2006) schätzen eine stabile Geldnachfragefunktion über das Jahr 2001 hinaus. Als zusätzliche Opportunitätskosten der realen Kassenhaltung binden sie die Inflation neben den nominalen Zinsen in die Geldnachfrage ein.

Die angeführten Studien zur Geldnachfrage beziehen sich in der Regel auf die reale Geldmenge. Dadurch lässt sich nicht ermitteln, ob es die nominale Geldmenge, das Preisniveau oder beide Variablen sind, die zur Anpassung an das langfristige Gleichgewicht der Geldnachfragefunktion führen. Somit ermöglichen diese Modelle keine detaillierten Schlussfolgerungen über den Zusammenhang von Geldmenge und Preisen.

Einen populären Modellrahmen zur Beschreibung der Inflation bietet das Neu-Keynesianische DSGE Modell. Die Lösung des mikrofundierten Modells liefert unter anderem eine Inflationsgleichung, die Phillipskurve. Geld kann zwar in der Nutzenfunktion des repräsentativen Haushalts modelliert werden, fließt jedoch nicht in die Phillipskurve ein.²

²Zum Konzept der ‚Money-in-the-Utility Function‘ siehe Walsh (2003, S. 43ff.); Herleitung der Phillipskurve in Walsh (2003, S. 230ff.); eine kritische Diskussion und empirische Untersuchungen der Phillipskurve finden sich in Rudd und Whelan (2007).

Für empirische Zwecke wird daher die Phillipskurve um Geldmengenmaße ergänzt. Beispiele dafür sind Studien zum P-Stern Modell und zur Zwei-Säulen-Phillipskurve.

Das P-Stern Modell wurde zunächst ohne Geld- und Phillipskurvenbezug von Hallman et al. (1991) vorgeschlagen. Tödter und Reimers (1994) erweitern das Konzept mittels der langfristigen Geldnachfrage. Nach Svensson (2000) lässt sich das P-Stern Modell unter Zuhilfenahme der quantitätstheoretischen Zusammenhänge in ein Real-Money-Gap Modell umstellen.³ Dieses beschreibt Inflationsentwicklungen anhand von Abweichungen der Geldmenge vom eigenen Trend. Der Trend wird dabei über die Beziehungen der langfristigen Geldnachfrage modelliert. Eine Voraussetzung für die Berechnung des Real-Money-Gaps ist folglich eine stabile Geldnachfrage.⁴ Trecroci und Vega (2002) überprüfen diesen Zusammenhang anhand von Quartalsdaten für den Zeitraum von 1980 bis 1999. Sie binden das Real-Money-Gap in eine Phillipskurve ein. Eine um das Inflationsziel der Zentralbank erweiterte Gleichung identifiziert einen signifikant positiven Einfluss des Real-Money-Gaps auf die Inflation. Auch Gerlach und Svensson (2003) bestätigen die Erklärungseigenschaften des Real-Money-Gaps innerhalb einer Phillipskurve.

Während die dargestellte Variante des P-Stern Modells kurz- bis mittelfristige Schwankungen der Geldmenge als Erklärung für die Inflation nutzt, wird nach dem Ansatz von Gerlach (2003) die langfristige Komponente des Geldmengenwachstums verwendet. Gemäß der Zwei-Säulen-Strategie der EZB besteht der Grundgedanke darin, die Inflation in einzelne Beiträge der langen und kurzen Frist bzw. in eine Trend- und eine zyklischen Komponente zu zerlegen und diese separat zu beschreiben. Die Zerlegung der Variablen wird mithilfe von Filterverfahren erreicht. Die so strukturierte Inflationsgleichung wird als Zwei-Säulen-Phillipskurve bezeichnet.

Gerlach (2003) findet anhand von Quartalsdaten für den Zeitraum von 1980 bis 2001 mittels eines einseitigen Filters, dass langfristige Schwingungen des Geldmengenwachstums den Trend der Inflation gut beschreiben. Als Trend werden Schwingungen mit einer Periode von mehr als drei Jahren ermittelt. Greiber und Neumann (2004) identifizieren für einen um drei Jahre erweiterten Zeithorizont die Komponente größer acht Jahre mit

³Als Synonym für das Real-Money-Gap wird z.B. in Tödter (2002b) die Bezeichnung Monetary-Overhang verwendet.

⁴Ausführliche Darstellung des P-Stern Ansatzes und Einbindung in den monetären Transmissionsprozess z.B. in Tödter (2002b).

dem größten Erklärungsgehalt. Ein Vergleich verschiedener symmetrischer Filtermethoden führt zu dem Ergebnis, dass unterschiedliche Filtermethoden die Bedeutung verschiedener Frequenzbänder nur leicht verändern. Assenmacher-Wesche und Gerlach (2007) schätzen im Unterschied zu den beiden anderen Studien den Zusammenhang im Frequenzbereich. Die Ergebnisse für den Betrachtungszeitraum vom ersten Quartal 1970 bis zum vierten Quartal 2003 bestätigen die Bedeutung niedriger Frequenzen für Inflation und Geldmengewachstum. Die Trendkomponente wird mit Schwingungen von fünf und mehr Jahren identifiziert.

Im Folgenden wird dieses Konzept detaillierter vorgestellt und später als Grundlage für die empirischen Untersuchungen genutzt. Auf die genauere Konzeption der Studien sowie deren Unterschiede zu den hier durchgeführten Schätzungen wird im Folgenden eingegangen.

2.2 Die Zwei-Säulen-Phillipskurve

Die EZB begründet ihre Zwei-Säulen-Strategie anhand unterschiedlicher Einflussfaktoren auf die Inflation. Diese Einflussfaktoren lassen sich nach Gerlach (2003) auf zwei Frequenzbänder aufteilen. Dabei bildet eines die monetäre Säule und damit die lange Frist ab und ein weiteres erfasst kurz- bis mittelfristige Schwankungen und repräsentiert die ökonomische Analyse. Wie üblich, wird die lange Frist als niedrige Frequenz (LF, „Low-Frequency“) und die kurze bis mittlere Frist als hohe Frequenz (HF, „High-Frequency“) bezeichnet. Die logarithmierte Inflationszeitreihe Δp lässt sich als Summe der beiden Komponenten darstellen:

$$\Delta p_t = \Delta p_t^{LF} + \Delta p_t^{HF}. \quad (2.1)$$

Die hochfrequenten Schwankungen der Inflation werden gemäß Gerlach (2003) sowie Assenmacher-Wesche und Gerlach (2006) allein durch das Output-Gap (g_t) beschrieben. Per Konstruktion weist das Output-Gap keine niederfrequenten Schwankungen auf. Dies führt dazu, dass nur vorübergehende Veränderungen der Inflation beschrieben werden.

$$\Delta p_t^{HF} = a_g g_{t-1} + e_t^{HF} \quad (2.2)$$

Die hochfrequente Inflation lässt sich durch eine Regressionsgleichung beschreiben, deren einzige erklärende Variable das Output-Gap ist; a_g ist der zu schätzende Koeffizient und e_t^{HF} die Störgröße der hohen Frequenzen. Greiber und Neumann (2004) und Assenmacher-Wesche und Gerlach (2007) fügen neben dem Output-Gap noch zeitgleiche Veränderungen des Ölpreises als weitere erklärende Variable ein. Ebenso ließe sich kurzfristiger Preisdruck durch weitere Kostenschocks wie Wechselkursänderungen oder Nahrungsmittel-Preisschwankungen in die Gleichung einbeziehen. Da der Fokus der Arbeit auf den Zusammenhang von Geldmengenwachstum und Inflation gerichtet ist, genügt der Zusammenhang aus Gleichung (2.2). Nicht modellierte Kostenschocks fließen so in den hochfrequenten Störterm ein.

Die niederfrequente Komponente wird anhand der Quantitätstheorie beschrieben. In Form der Geldnachfragefunktion erhält man allgemein:

$$M_t/P_t = f(Y_t, OC_t), \quad (2.3)$$

wobei M_t die nominale Geldmenge, P_t das Preisniveau, Y_t das reale BIP und OC_t die Opportunitätskosten der Geldhaltung sind. Werden die Opportunitätskosten wie in Greiber und Neumann (2004) mittels der Differenz aus lang- und kurzfristigen Zinsen ($i_t^l - i_t^s$) modelliert und die Logarithmen der Zeitreihen gebildet, ergibt sich aus (2.3)

$$m_t - p_t = a_y y_t - a_i (i_t^l - i_t^s) + \epsilon_t. \quad (2.4)$$

a_y und a_i stellen die Koeffizienten dar, wobei ersterer die Einkommenselastizität der Geldnachfrage widerspiegelt. Nach der Quantitätstheorie nimmt a_y den Wert Eins an. Störungen der Geldnachfrage werden in ϵ_t erfasst. Um zu den niedrigen Frequenzen der Inflation zu gelangen, sei zunächst Gleichung (2.4) als langfristige Gleichgewichtsbeziehung interpretiert. Damit kann, wegen einer festen Zinsstruktur, die Zinsdifferenz als konstant angesehen werden. Bildet man nun die erste Differenz der Gleichung, stellt nach der Inflation um und ermöglicht, dass auch der Koeffizient des Geldmengenwachstums (a_m) beliebige Werte annehmen kann, führt dies zu:

$$\Delta p_t^{LF} = a_m \Delta m_t^{LF} - a_y \Delta y_t^{LF} + e_t^{LF}. \quad (2.5)$$

Die langfristige Komponente der Inflation ergibt sich aus den gewichteten niedrigen Frequenzen des Geldmengenwachstums und des Outputwachstums. Beide Komponenten der Inflation werden unter der Kombination von (2.1), (2.2) und (2.5) zusammengeführt, a_m wird aus Gleichung (2.5) ausgeklammert.

$$\Delta p_t = a_g g_{t-1} + a_m \{ \Delta m_t^{LF} - a_{\bar{y}} \Delta y_t^{LF} \} + e_t \quad (2.6)$$

Mit $a_{\bar{y}} = a_y/a_m$ und $e_t = e_t^{HF} + e_t^{LF}$ ergibt sich die Zwei-Säulen-Phillipskurve. Der Ausdruck in geschweiften Klammern beschreibt die Trendkomponente der Inflation. Gerlach (2003) restringiert $a_{\bar{y}}$ auf Eins und bezeichnet diesen Ausdruck als adjustiertes Geldmengenwachstum. Aus dieser Restriktion folgt $a_m = a_y$, was eine Annahme der Quantitätsgleichung widerspiegelt. Greiber und Neumann (2004) restringieren hingegen $a_{\bar{y}}$ nicht und bezeichnen den resultierenden Ausdruck in geschweiften Klammern als Kerngeldmengenwachstum. Ist der Koeffizient a_m von Null verschieden, so ließe sich gemäß der Zwei-Säulen-Strategie der EZB der Informationsgehalt des niederfrequenten Geldmengenwachstums für die Inflation bestätigen.

Bevor die Gleichung (2.6) geschätzt wird, werden zunächst Inflation und Geldmengenwachstum ohne konkreten Modellbezug analysiert. Das Vorgehen soll schrittweise die Voraussetzungen für die Gültigkeit der Zwei-Säulen-Phillipskurve überprüfen. Zunächst werden deshalb die Zeitreihen separat bezüglich ihrer Eigenschaften untersucht. Eine Voraussetzung ist, dass der jeweilige Integrationsgrad übereinstimmt. Im folgenden Kapitel werden deshalb nach der Auswahl und Aufbereitung der Zeitreihen deren Stationaritätseigenschaften untersucht.

Kapitel 3

Datenauswahl und Stationaritätseigenschaften

Die angestellten Überlegungen weisen den Weg zur Variablenauswahl. Danach sind die zentralen Variablen die Inflation, das nominale Geldmengenwachstum und das reale Einkommenswachstum. Untersucht werden saisonbereinigte Quartalsdaten für den Euroraum. Der Betrachtungszeitraum beginnt mit der zweiten Stufe des Europäischen Währungssystems (EWS) 1983:1 und endet am aktuellen Rand im Jahr 2007:2. Die einzelnen Stichproben der betrachteten Prozesse bestehen folglich aus $T = 98$ Datenpunkten. Da erst mit der Einführung des Euros zum 1. Januar 1999 die benötigten Zeitreihen durch die EZB erfasst werden, dienen entsprechende synthetische Aggregate aus Brand und Cassola (2000) als Datenquelle für den Zeitraum 1983:1 bis 1998:4. Ab 1999:1 werden die offiziellen Zeitreihen aus der EZB-Datenbank verwendet.

Der Preisindex wird durch den Deflator des Brutto-Inland-Produktes (BIP-Deflator) mit Preisen von 1995 (1995=100) repräsentiert, die Geldmenge durch das Aggregat M3 als Mittel der Monatsendbestände und das reale Einkommen durch das preisbereinigte BIP. Die jeweiligen Veränderungsraten ergeben sich aus den Differenzen der logarithmierten Quartalsdaten. Um entsprechende Jahreswerte zu erhalten, wurden die Quartalsveränderungen mit vier multipliziert. Abschließend wurden, um in den Schätzgleichungen Niveaueffekte zu unterbinden und die folgenden Ausdrücke und Schätzgleichungen kom-

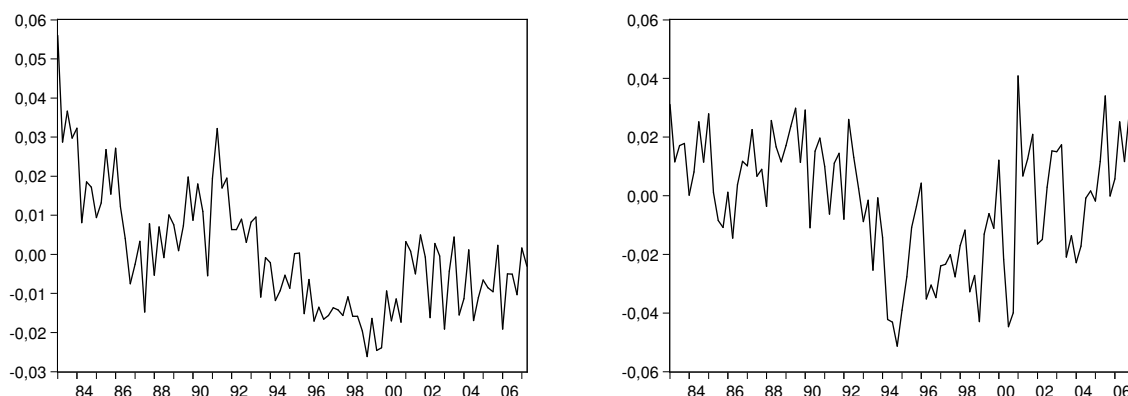


Abbildung 3.1: Inflation (links) und Geldmengenwachstum (rechts) im Euroraum; mittelwertbereinigt; abgetragen über die Zeit.

pakter zu halten, die Zeitreihen um ihren Mittelwert bereinigt.⁵ Abbildung 3.1 vermittelt einen ersten Eindruck über den Verlauf von Inflation und Geldmengenwachstum.

Als weitere Variable wird das Output-Gap erzeugt. Per Definition ergibt sich das Output-Gap als prozentuale Differenz aus realem BIP und dem Produktionspotential. Um das Produktionspotential zu erhalten, wird, wie in der Konjunkturtheorie üblich, das logarithmierte reale BIP unter Anwendung des Hodrick-Prescott Filters (HP-Filter) geglättet.⁶ Der so erzeugte Trend-Output wird dann von der logarithmierten BIP Zeitreihe abgezogen. Als Output-Gap ergibt sich folglich die relative Abweichung des tatsächlichen realen BIPs von seiner Trendkomponente.

Für die weiteren Analysen ist es von Bedeutung, Eigenschaften der Stichproben zu kennen. Anhand der Abbildung 3.1 lässt sich zunächst gut erkennen, dass keine der Zeitreihen einen deterministischen Trend aufweist. Allerdings lässt sich im Gegensatz dazu a priori nicht genau feststellen, ob ein stochastischer Trend vorliegt. Falls der zugrunde liegende Datengenerierende Prozess (DGP) einem stochastischen Trend folgt, hätte dies unmittelbare Konsequenzen für die jeweiligen Momente der Zeitreihen. Als Voraussetzung, einen Zusammenhang zwischen den ungefilterten Zeitreihen Inflation und Geldmengenwachstum nachweisen zu können, müssen beide Zeitreihen hinsichtlich ihrer Momente gleiche Eigenschaften aufweisen. Konkret bedeutet dies, sie müssen den gleichen Integrationsgrad besitzen. Mithilfe des Augmented-Dickey-Fuller-Tests (ADF-Test) wird daher überprüft,

⁵Sämtliche Gleichungen in dieser Arbeit weisen daher keine Deterministik auf.

⁶Diskussion zum HP-Filter siehe Tödter (2002a).

ob die Zeitreihen stationär sind.

Ein stationärer Prozess ist durch einen zeitinvarianten Erwartungswert und eine zeitinvariante Varianz ausgezeichnet. Die Autokovarianzen sind bei einem solchen Prozess nur vom Abstand zwischen zwei Zeitpunkten und nicht von der Zeit selber abhängig. Dagegen ist bei einem nicht stationären Prozess mindestens ein Moment, z.B. der Erwartungswert oder die Varianz, zeitabhängig. Ein stochastischer Prozess heißt integriert der Ordnung d bzw. $I(d)$, wenn der Prozess selbst instationär ist und erst nach d -maligem Differenzieren stationär wird. Mit einem Einheitswurzeltest (Unit-Root-Test) lässt sich der Integrationsgrad bestimmen (Enders 2004, S. 163).

Ausgangspunkt für einen einfachen Dickey-Fuller-Test (DF-Test) ist der folgende autoregressive Prozess erster Ordnung $AR(1)$.

$$(1 - \alpha L)x_t = u_t \quad (3.1)$$

wobei die Störterme u_t unabhängig und identisch verteilt sind, $u_t \sim iid(0, \sigma_u^2)$, und L für den Lagoperator mit der Beziehung $L^j(x_t) = x_{t-j}$; $j = 1, 2, \dots$ steht. Wird Gleichung (3.1) nach x_t aufgelöst, so ergibt sich $1/(1 - \alpha L)$ als konvergierende geometrische Reihe nur dann, wenn $|\alpha| < 1$. Diese Bedingung wird als Stationaritätsbedingung eines $AR(1)$ -Prozesses bezeichnet. Gleichbedeutend mit $|\alpha| < 1$ gilt, dass die Wurzel (Nullstelle) der charakteristischen Gleichung betragsmäßig **kleiner** als Eins ist. Die charakteristische Gleichung mit $(1 - \alpha z) = 0$ wird analog zum Lag-Polynom gebildet und lässt sich als Kriterium bei AR -Prozessen höherer Ordnung gut anwenden - der Prozess ist dann stationär, wenn die Nullstellen der charakteristischen Gleichung **innerhalb** des Einheitskreises in der komplexen Ebene liegen (Lütkepohl 2005, S. 238). Besitzt der $AR(1)$ -Prozess eine Einheitswurzel (Unit-Root), das heißt $\alpha = 1$, so ergibt sich mit

$$x_t = x_{t-1} + u_t \quad (3.2)$$

ein Random-Walk, der beim DF-Test als Nullhypothese dient, während die Gegenhypothese, $|\alpha| < 1$, einen stationären Prozess liefert (Kirchgässner und Wolters 2006, S. 148). Die Annahme, dass der DGP einem $AR(1)$ -Prozess folgt, ist sehr restriktiv. Daher wird

Tabelle 3.1: ADF-Tests

		Δp		Δm		Δy	g
Niveau	Lags	2	5	0	2	0	4
	Testwert	-3,04	-2,22	-5,46	-2,89	-7,70	-3,91
	p-Wert	0,04	0,19	0,00	0,05	0,00	0,00
Differenz	Lags	4		1			
	Testwert	-6,01		-10,57			
	p-Wert	0,00		0,00			
Entscheidung	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(0)	

Anmerkung: Niveau mit Konstante, Differenz ohne Konstante geschätzt; Anzahl der jew. ersten Lags wurden mit dem HQ-Kriterium bestimmt; Beobachtungszeitraum: 1983:1-2007:2.

beim Augmented-Dickey-Fuller-Test (ADF-Test) die AR-Ordnung auf p Verzögerungen erweitert, das Testprinzip bleibt jedoch erhalten.

$$(1 - \alpha_1 L - \dots - \alpha_p L^p)x_t = u_t \tag{3.3}$$

Nach Auflösung des Lagoperators, Differenzenbildung und Umstellung von Gleichung (3.3) folgt die Testgleichung mit:

$$\Delta x_t = (\rho - 1)x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \theta_i \Delta x_{t-i} + u_t. \tag{3.4}$$

Dabei gilt: $\rho := \sum_{j=1}^p \alpha_j$, $\theta_i := -\sum_{j=i+1}^p \alpha_j$ und weiterhin $u_t \sim iid(0, \sigma_u^2)$. Der ADF-Test schätzt die Gleichung und überprüft, ob der Koeffizient vor dem verzögerten Niveau signifikant von Null verschieden ist. Damit ist die ADF-Teststatistik nichts anderes als der t-Wert des Koeffizienten $(\rho - 1)$. Allerdings folgt die Teststatistik nicht der t-Verteilung, sondern der Dickey-Fuller-Verteilung, wobei die kritischen Werte der Testregression von ihrer Deterministik abhängen (Kirchgässner und Wolters 2006, S. 149).

Der ADF-Test wurde jeweils für das Niveau und bei Gültigkeit der Nullhypothese für die erste Differenz der Zeitreihen durchgeführt. Die Schätzgleichung entspricht für die erste Differenz der Gleichung (3.4), für das Niveau wurde eine Konstante beigefügt. Unter der Nullhypothese ist die Zeitreihe instationär, d.h. $H_0 : (\rho - 1) = 0$, bzw. $H_1 : (\rho - 1) < 0$. Tabelle 3.1 zeigt die Ergebnisse des ADF-Tests.

Die Anzahl der Verzögerungen wurde mittels des Hannan-und-Quinn-Kriteriums ermit-

telt. Darauf folgend wurden die Ergebnisse auf ihre Stabilität gegenüber zusätzlichen Verzögerungen überprüft. Die jeweils zweite Spalte von Inflation und Geldmengenwachstum zeigt, dass der ADF-Test die Testentscheidung verändert, wenn bis zu fünf bzw. bis zu zwei Quartale in die Schätzgleichung mit einbezogen werden. Folglich ist der ADF-Test variant gegenüber zusätzlichen verzögerten Differenzen. Dabei gilt: Je geringer die Laglänge, desto größer die Wahrscheinlichkeit, dass die Residuen autokorreliert sind und je größer die Laglänge, desto geringer die Macht des Tests (Kirchgässner und Wolters 2006, S. 156).

Inflation und Geldmengenwachstum sind nach Tabelle 3.1 stationär in den ersten Differenzen für den Fall manuell gewählter Lags von $p = 6$ bzw. $p = 3$. Das Outputwachstum und das Output-Gap können jeweils als im Niveau stationäre Variablen betrachtet werden. Im folgenden Kapitel lassen sich anhand der Spektren Indizien dafür gewinnen, welchen Einfluss Schwingungen niedriger Frequenzen auf die Zeitreihen haben.

Kapitel 4

Analyse im Frequenzbereich

Die Analyse von Zeitreihen wird gewöhnlich im Zeitbereich anhand von Korrelationen durchgeführt. Darüber hinaus bietet die Technik der Spektralanalyse die Möglichkeit, Einflüsse verschiedener Frequenzen zu analysieren. Mithilfe der Fourier-Transformation lassen sich Schwingungen einer Zeitreihe ermitteln, die den Prozess maßgeblich bestimmen. Kreuzspektrale Maße helfen dabei, Zusammenhänge zweier Zeitreihen im Spektralbereich aufzudecken.

4.1 Spektren

Differenzierter als im Zeitbereich lassen sich Trend-, Konjunktur- und Saisoneigenschaften einer Zeitreihe im Frequenzbereich betrachten. Dazu kann ein stationärer Prozess $\{X_t\}_{t=1}^{\infty}$ mit der absolut summierbaren Autokovarianzfunktion $R_{XX}(\tau)$ in seine Schwingungskomponenten zerlegt werden. Das Spektrum (auch Powerspektrum genannt) von $\{X_t\}_{t=1}^{\infty}$ ist definiert durch:

$$f_{XX}(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \sum_{\tau=-\infty}^{\infty} R_{XX}(\tau) e^{-i\lambda\tau}, \quad (4.1)$$

mit $0 \leq \lambda \leq \pi$ und $i^2 = -1$. Dabei ist λ die Frequenz einer Schwingung gemessen im Bogenmaß (rad). Der Zusammenhang zur Frequenz f gemessen in Zyklen pro Zeiteinheit ist gegeben durch $\lambda = 2\pi f$ wobei $0 \leq f \leq 0,5$. Da keine Perioden kleiner als zwei Zeiteinheiten beobachtet werden können, kann f maximal den Wert 0,5 annehmen. Nied-

rige Frequenzen erfassen Schwingungen mit langer Dauer, während hohe Frequenzen für Schwingungen mit kurzer Dauer stehen. Der Kehrwert von f liefert hier die zugehörige Anzahl an Quartalen.

Für reelle Prozesse ist die Autokovarianzfunktion eine reellwertige und gerade Funktion. Es lässt sich zeigen, dass nach Einsetzen der Eulerschen Formel $e^{-i\lambda\tau} = \cos \lambda\tau - i \sin \lambda\tau$ der Imaginärteil aus Gleichung (4.1) verschwindet.⁷ Damit ist das Spektrum von $\{X_t\}_{t=1}^{\infty}$ ebenfalls eine gerade und reellwertige Funktion ($R_{XX}(\tau) = R_{XX}(-\tau)$ bzw. $f_{XX}(\lambda) = f_{XX}(-\lambda)$) (Koopmans 1974, S. 34).

$$f_{XX}(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \left(R_{XX}(0) + 2 \sum_{\tau=1}^{\infty} R_{XX}(\tau) \cos \lambda\tau \right) \quad (4.2)$$

Das Spektrum ist somit als Fourier-Transformierte der Autokovarianzfunktion definiert und ergibt sich für reelle Prozesse aus einer reinen Kosinusreihe.

Wird in Gleichung (4.1) bzw. (4.2) anstelle der Autokovarianzfunktion die Autokorrelationsfunktion eingesetzt, so erhält man die Spektraldichte. Sie ergibt sich aus der Division des Spektrums durch die Varianz ($R_{XX}(0)$) des Prozesses. Das Integral über $f_{XX}(\lambda)$, also die Fläche unter dem Spektrum, ist gleich der Varianz des Prozesses, während das Integral über der Spektraldichtefunktion gleich Eins ist.

$$R_{XX}(0) = 2 \int_0^{\pi} f_{XX}(\lambda) d\lambda \quad (4.3)$$

Mit diesen Eigenschaften des Spektrums lassen sich Aussagen über die Aufteilung der Prozessvarianz auf einzelne Frequenzen bzw. Frequenzbänder treffen: Je größer die spektrale Masse, das heißt die Fläche über einem Frequenzband, umso bedeutender ist die zugehörige Prozesskomponente für den Gesamtprozess (König und Wolters 1972, S. 43ff.).

Wird nun Gleichung (4.2) vor dem Hintergrund betrachtet, das Spektrum der Geldmengenwachstums- und Inflationszeitreihe zu schätzen, so sind weitere Modifikationen nötig. Zum einen muss die unendliche Summe der Autokovarianzen durch eine endliche Summe ersetzt werden, zum anderen wird eine geeignete Schätzung der Autokovarianzen benötigt. Ein Problem ergibt sich dadurch, dass sowohl die Inflation als auch das Geldmengenwach-

⁷Umformungsschritte siehe König und Wolters (1972, S. 42ff.).

tum I(1)-Variablen sind. Die für die Fourier-Transformation geforderte Stationarität ist damit nicht erfüllt. Aus der Instationarität folgt eine zeitpunktabhängige Autokovarianzfunktion. Folglich ist auch das jeweilige Spektrum nicht nur von der Frequenz, sondern auch vom Zeitpunkt abhängig. Da sich für diesen Fall die Autokovarianzen für jede Verzögerung nicht konsistent schätzen lassen, existieren in der Literatur unterschiedliche Vorgehensweisen, das Spektrum einer instationären Zeitreihe zu berechnen. Hatanaka und Suzuki (1967) schlagen vor, die jeweilige Zeitreihe in einzelne Unterabschnitte aufzuteilen, die jeweils stationär sind. Auf dieser Grundlage lassen sich dann zeitabhängige Spektren erzeugen. Granger und Hatanaka (1964, S. 155ff.) berechnen hingegen Spektren instationärer Zeitreihen mit der Methode für stationäre Zeitreihen. Unter der Bedingung sich nur langsam über die Zeit verändernder Autokovarianzen ergibt sich ein über die Zeit gemittelttes Spektrum. Gemäß Tödter (2002a) kann diese Methode zu einer Polstelle an der Frequenz Null führen. Daraus entstehen Interpretationsschwierigkeiten für Frequenzen nahe Null.⁸ Mit der Gefahr, verzerrte bzw. gemittelte Ergebnisse zu erhalten, werden die folgenden Untersuchungen im Frequenzbereich auf der Grundlage des stationären Falls berechnet.⁹

Wird der Prozess $\{X_t\}_{t=1}^{\infty}$ durch seine beobachtete Realisation $\{x_t\}_{t=1}^T$ ersetzt, so ergibt sich die geschätzte Autokovarianz mit der Verzögerung τ als:

$$\hat{R}_{xx}(\tau) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T-\tau} x_t x_{t+\tau}, \quad (4.4)$$

mit $\bar{x} = 0$ und $0 \leq \tau < T$. Da bei T Beobachtungen maximal $T - 1$ Autokovarianzen gebildet werden können, resultiert folgende Schätzfunktion für das Spektrum:

$$I_T(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \left(\hat{R}_{xx}(0) + 2 \sum_{\tau=1}^{T-1} \hat{R}_{xx}(\tau) \cos \lambda\tau \right). \quad (4.5)$$

Diese sogenannte ungeglättete Spektralschätzung wird auch als Periodogramm bezeichnet. Das Periodogramm ist eine asymptotisch erwartungstreue jedoch nicht konsistente Schätzung, da die Varianz nicht gegen Null konvergiert, wenn der Stichprobenumfang gegen Unendlich geht. Dadurch erzeugte unregelmäßige Schwankungen führen dazu, dass das

⁸Eine Übersicht verschiedener Vorgehensweisen für I(1) Variablen finden sich in Azevedo (2007).

⁹Damit wird beispielsweise dem Vorgehen von Dewald und Haug (2004) gefolgt.

Periodogramm zum Aufspüren der Periodizität unbrauchbar ist (König und Wolters 1972 S. 59ff.). Allerdings lässt sich durch eine weitere Modifikation ein konsistenter Schätzer für das Spektrum erzeugen.

Es kann gezeigt werden, dass die Multiplikation der geschätzten Autokovarianzen im Periodogramm mit einer Folge von Gewichten $w_m(\tau)$ zu einer konsistenten Schätzung führt. Eine derartige Gewichtsfolge ist dadurch ausgezeichnet, dass sie symmetrisch um die betrachtete Frequenz ist und ab einem bestimmten lag $\tau = m$ (dem Truncation-Point) gleich Null wird. Solche Gewichtsfolgen werden als Lag-Fenster bezeichnet. Lag-Fenster können auf verschiedene Weise gebildet werden und weisen verschiedene Eigenschaften auf (König und Wolters 1972, S. 68ff.). In der Praxis hat sich weitgehend das Parzen-Fenster durchgesetzt. Im Folgenden wird deshalb zur Glättung des Periodogramms das Parzenfenster mit der Gewichtsfunktion $w_m(\tau)$ verwendet.

$$w_m(\tau) = \begin{cases} 1 - 6(\tau/m)^2 + 6(\tau/m)^3 & , \quad \tau \leq m/2 \\ 2(1 - \tau/m)^3 & , \quad m/2 < \tau \leq m \\ 0 & , \quad \tau > m \end{cases} \quad (4.6)$$

Ein spezielles Problem in der Praxis ist die Bestimmung des Truncation-Point m . Da das geschätzte Spektrum mit steigendem m an Auflösungsvermögen gewinnt, sind zum Erkennen dicht beieinander liegender Spitzen große Werte von m nötig, damit sie in der Schätzung nicht als einzige Spitze ausgewiesen werden. Der bias einer Schätzung ist folglich um so geringer, je größer m ist. Allerdings ist die Varianz des Schätzers umso größer, je größer der Truncation-Point gewählt wird, das heißt: um stabile Schätzungen zu erhalten, sollte m möglichst klein gewählt werden. Somit muss zwischen den Schätzeigenschaften Biasreduktion und Varianzreduktion abgewägt werden (Koopmans 1974, S. 312ff.). Die Wahl von m im Bereich von $T/5$ bis $T/3$ stellt gemäß König und Wolters (1972, S. 75) einen relativ guten Kompromiss zwischen den divergierenden Eigenschaften dar. Für die folgenden Untersuchungen wird $m = 20$ gewählt. Der erwartungstreue und konsistente Schätzer für das Spektrum der zu untersuchenden Zeitreihen ist damit gegeben durch:

$$\hat{f}_{xx}(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \left(\hat{R}_{xx}(0) + 2 \sum_{\tau=1}^{20} w_{20}(\tau) \hat{R}_{xx}(\tau) \cos \lambda\tau \right). \quad (4.7)$$

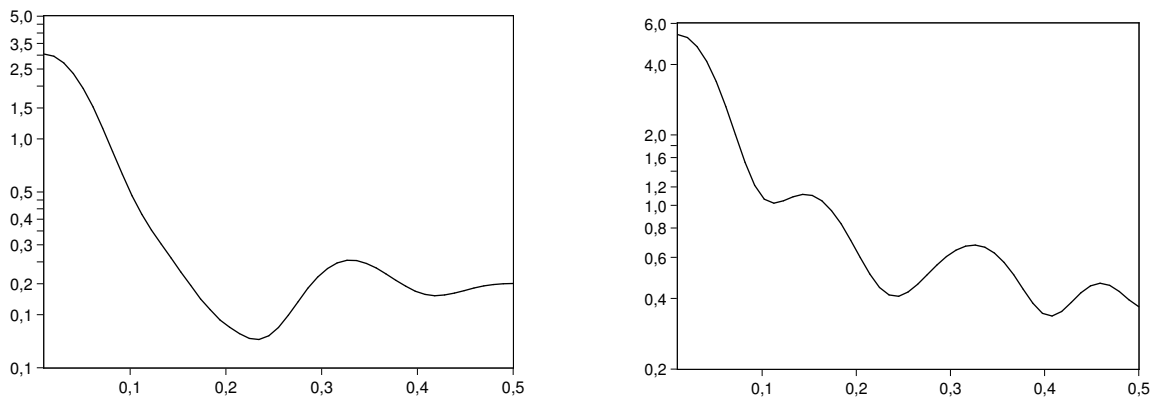


Abbildung 4.1: Spektrum von Inflation (links) und Geldmengenwachstum (rechts) an jeder Frequenz f ; Parzen(20); y-Achse logarithmiert, in 10^3 Einheiten.

Abbildung 4.1 zeigt das Spektrum der Inflations- und Geldmengenwachstumszeitreihe. Die Spektren weisen den nach Granger (1966) für ökonomische Zeitreihen typischen Verläufen auf. Es lässt sich sehr gut erkennen, dass für beide Zeitreihen die Trendkomponente den größten Beitrag zur Gesamtvarianz beisteuert. Schwingungen, die acht Jahre und länger dauern, haben die stärksten Ausschläge. Ebenso lässt sich die Saisonbereinigung der Daten erkennen. Spitzen im Bereich um ein Jahr sind weitestgehend unterdrückt.

4.2 Kreuzspektrale Maße

Nachdem die zyklischen Eigenschaften der Variablen im vorigen Kapitel isoliert von einander betrachtet wurden, wird nun dazu übergegangen, deren Abhängigkeitsstruktur zu untersuchen. In Analogie zum Spektrum (4.1) ist das Kreuzspektrum $f_{XY}(\lambda)$ zweier stationärer, stochastischer Prozesse $\{X\}_{t=1}^{\infty}$ und $\{Y\}_{t=1}^{\infty}$ durch deren absolut summierbare Kreuzkovarianzen $R_{XY}(\tau)$ bestimmt:

$$f_{XY}(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \sum_{\tau=-\infty}^{\infty} R_{XY}(\tau) e^{-i\lambda\tau}, \quad (4.8)$$

mit $0 \leq \lambda \leq \pi$ und $i^2 = -1$. Da im Gegensatz zu den Autokovarianzen die Kreuzkovarianzen im Allgemeinen nicht geradsymmetrisch zum Ursprung sind ($R_{XY}(\tau) \neq R_{XY}(-\tau)$), ist das Kreuzspektrum komplexwertig (Koopmans 1974, S. 122). Das heißt: nach Einsetzen

der Eulerschen Formel in Gleichung (4.8) verschwindet der Imaginärteil nicht.

$$\begin{aligned} f_{XY}(\lambda) &= \frac{1}{2\pi} \sum_{\tau=-\infty}^{\infty} (R_{XY}(\tau) \cos \lambda\tau - iR_{XY}(\tau) \sin \lambda\tau) \\ &= C_{XY}(\lambda) - iQ_{XY}(\lambda) \end{aligned} \quad (4.9)$$

Der Realteil des Kreuzspektrums ergibt sich aus einer reinen Kosinusreihe und wird als Kospektrum ($C_{XY}(\lambda)$) bezeichnet. Das Kospektrum misst diejenigen Komponenten der beiden Reihen, die in Phase liegen. Im Gegensatz dazu setzt sich der Imaginärteil, das Quadraturpektrum ($Q_{XY}(\lambda)$), aus einer Sinusreihe zusammen und erfasst die Komponenten, die um 90 Grad phasenverschoben sind (König und Wolters 1972, S. 116).

Ko- und Quadraturpektrum lassen keine einfache Interpretation über den Zusammenhang der Reihen zu; allerdings lassen sich aus ihnen in Anlehnung an die Regressionsanalyse aussagekräftige Maßzahlen ableiten. Dies ist zum einen der Gain, der als Betrag eines Regressionskoeffizienten interpretierbar ist, und zum anderen die Kohärenz, die ähnliche Eigenschaften wie das Bestimmtheitsmaß aufweist (König und Wolters 1972, S. 117ff.). Um diese beiden Größen zu erhalten, wird von dem allgemeinsten linearen dynamischen Modell ausgegangen:

$$Y_t = \sum_{j=-\infty}^{\infty} a_j X_{t-j} + V_t, \quad (4.10)$$

wobei V_t ein stationärer Prozess mit einem Mittelwert von Null und unkorreliert mit X_t ist. Die allgemeine Struktur des Modells erlaubt nicht nur kausale Beziehungen von X_t nach Y_t , sondern wegen der zukünftigen Werte von X_t auch kausale Beziehungen von Y_t nach X_t . Die Transformation der Gleichung (4.10) in den Frequenzbereich führt zu den Ausdrücken:

$$f_{XY}(\lambda) = A(\lambda)f_{XX}(\lambda) \quad \text{mit} \quad A(\lambda) = \sum_{j=-\infty}^{\infty} a_j e^{-i\lambda j} \quad (4.11)$$

$$f_{YY}(\lambda) = |A(\lambda)|^2 f_{XX}(\lambda) + f_{VV}(\lambda). \quad (4.12)$$

In Gleichung (4.11) stellt $A(\lambda)$ den komplexwertigen Regressionskoeffizienten der Beziehung zwischen Y_t und X_t für jede Frequenz λ bzw. für jede Schwingungskomponente dar. Der Gain $G_{XY}(\lambda)$ ist definiert als der Betrag von $A(\lambda)$. Folglich gibt er den Faktor an, mit dem die Amplitude der jeweiligen Schwingungskomponente in X_t multipliziert werden

muss, um die Amplitude der entsprechenden Schwingungskomponente in Y_t zu erhalten. Es gilt:

$$G_{XY}(\lambda) = |A(\lambda)| = \frac{|f_{XY}(\lambda)|}{f_{XX}(\lambda)}.$$

Über Gleichung (4.9) erhält man den Gain in Termini von Ko- und Quadraturspektrum:

$$G_{XY}(\lambda) = \frac{\sqrt{(C_{XY}(\lambda))^2 + (Q_{XY}(\lambda))^2}}{f_{XX}(\lambda)}. \quad (4.13)$$

Für $\lambda = 0$ misst der Gain wegen $A(0) = \sum_{j=-\infty}^{\infty} a_j$ den langfristigen Einfluss von X_t auf Y_t im dynamischen Modell (4.10).

Die Kohärenz hingegen ist ein Maß für die Stärke des Zusammenhangs an jeder Frequenz λ und lässt sich analog zum Bestimmtheitsmaß aufstellen. Die Kohärenz ist gegeben durch:

$$K_{XY}(\lambda) = 1 - \frac{f_{VV}(\lambda)}{f_{YY}(\lambda)},$$

mit $0 \leq K_{XY}(\lambda) \leq 1$ und lässt sich wegen (4.11) und (4.12) zu

$$K_{XY}(\lambda) = \frac{|f_{XY}(\lambda)|^2}{f_{XX}(\lambda)f_{YY}(\lambda)}$$

umformen. Auch hier ergibt sich unter Beachtung von Gleichung (4.9) die Kohärenz aus Ko- und Quadraturspektrum

$$K_{XY}(\lambda) = \frac{(C_{XY}(\lambda))^2 + (Q_{XY}(\lambda))^2}{f_{XX}(\lambda)f_{YY}(\lambda)}. \quad (4.14)$$

Die Kohärenz liegt umso näher bei Eins, je kleiner das Verhältnis von $f_{VV}(\lambda)$ zu $f_{XX}(\lambda)$ ist, das heißt je kleiner die Variation im Residualprozeß gegenüber der Variation in der erklärenden Variable ist (Koopmans 1974, S. 138ff.).

Gain und Kohärenz haben somit den Vorteil gegenüber Betrachtungen von Kreuzkovarianzen, dass sie ein detaillierteres Bild über die Zusammenhänge der Zeitreihen geben. Während langfristige, konjunkturelle und saisonale Komponenten bei der Bildung von Kreuzkovarianzen gemittelt werden, lässt sich im Frequenzbereich die Abhängigkeitsstruktur für jede Komponente betrachten. Die Kohärenz hat darüber hinaus den Vorteil in-

riant gegenüber beliebigen linearen Transformationen zu sein (König und Wolters 1972, S. 129). Im Vergleich zum Bestimmtheitsmaß macht es folglich keinen Unterschied, ob die Differenzen oder die Niveaus der Zeitreihen betrachtet werden. Für den vorliegenden Fall instationärer Variablen bietet die Kohärenz demnach die sichersten Interpretationsmöglichkeiten.

Der Übergang vom theoretischen Kreuzspektrum zu seiner Schätzfunktion ist im Prinzip identisch zur Vorgehensweise für die Ermittlung des Spektrums: Die Prozesse werden durch ihre Realisation ersetzt, die Kreuzkovarianzen $\hat{R}_{xy}(\tau)$ geschätzt, der Truncation-Point $m = 20$ festgelegt und ein geeignetes Lag-Fenster $w_m(\tau)$ wird gewählt. Es ergibt sich für die Schätzfunktion des Kreuzspektrums

$$\hat{f}_{xy}(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \sum_{\tau=-20}^{20} w_{20}(\tau) \hat{R}_{xy}(\tau) e^{-i\lambda\tau} \quad \text{mit} \quad \hat{R}_{xy}(\tau) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T-\tau} x_t y_{t+\tau}. \quad (4.15)$$

Um Schätzungen für den Gain und die Kohärenz zu erhalten, geht aus Gleichung (4.13) bzw. (4.14) direkt hervor, dass Schätzfunktionen für das Ko- und Quadratspektrum benötigt werden. In Gleichung (4.9) ist dafür der erste Ansatz zu finden. Wird dieser unter Verwendung der geschätzten Kreuzkovarianzen, dem Truncation-Point und Lag-Fenster gebildet, folgt die Schätzfunktion für das Kospektrum mit

$$\hat{C}_{xy}(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \left(\hat{R}_{xy}(0) + \sum_{\tau=1}^{20} w_{20}(\tau) (\hat{R}_{xy}(\tau) + \hat{R}_{yx}(\tau)) \cos \lambda\tau \right) \quad (4.16)$$

und für das Quadratspektrum mit

$$\hat{Q}_{xy}(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \sum_{\tau=1}^{20} w_{20}(\tau) (\hat{R}_{xy}(\tau) - \hat{R}_{yx}(\tau)) \sin \lambda\tau. \quad (4.17)$$

Der Gain und die Kohärenz zwischen Inflation und Geldmengenwachstum sowie zwischen Inflation und Output-Gap sind in Abbildung 4.2 bzw. in Abbildung 4.3 zu sehen. Die Schätzung für den Gain und die Kohärenz ergibt sich gemäß Gleichung (4.13) bzw. (4.14) unter Verwendung von (4.16) und (4.17). Um einen Eindruck von der Signifikanz einzelner Frequenzen für die Kohärenz zu erhalten, sind in Abbildung 4.3 zusätzlich die 5- und 10-Prozent-Signifikanzbänder eingezeichnet. Die zugehörigen Freiheitsgrade wurden nach

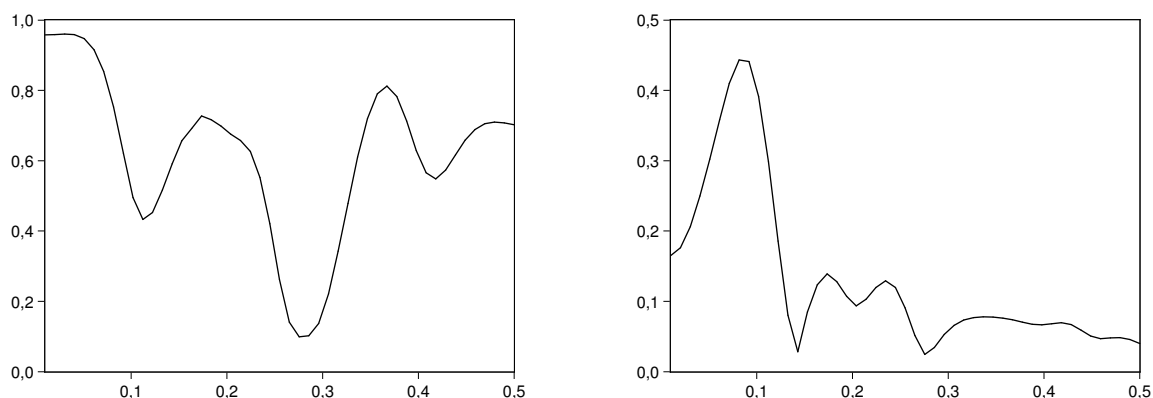


Abbildung 4.2: Gain von Inflation und Geldmengenwachstum (links) bzw. Inflation und Output-Gap (rechts) an jeder Frequenz f ; Parzen(20).

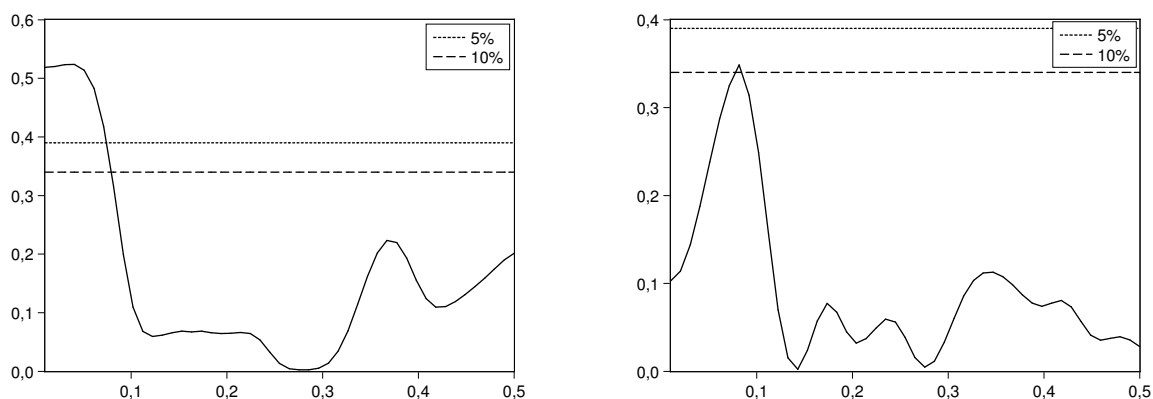


Abbildung 4.3: Kohärenz von Inflation und Geldmengenwachstum (links) bzw. Inflation und Output-Gap (rechts) an jeder Frequenz f ; Parzen(20); gestrichelte Linien: kritische Werte für 18 Freiheitsgrade nach Koopmans (1974, Tabelle A9.6).

Koopmans (1974, Tabelle 8.1, S. 279) mit $(3, 7T)/m = 18, 13$ bestimmt. Um erste Anhaltspunkte für die theoretischen Vorüberlegungen im Kapitel 2 zu erhalten, wurde das Output-Gap mit in die Analyse einbezogen.

4.3 Auswertung

Abbildung 4.2 (links) legt nahe, dass gemäß der Quantitätsgleichung in der langen Frist ein Eins-zu-eins-Zusammenhang zwischen den Variablen existiert. Als lange Frist können dabei Schwingungen betrachtet werden, die eine Dauer von mehr als fünf Jahren ($f =$

0,05) haben. Allerdings unterscheiden sich die Amplituden der beiden Prozesse auch im Dreivierteljahres- und Anderthalbjahresbereich mit Werten von 0,81 und 0,75 nicht stark voneinander. Zum Vergleich ist der Gain zwischen Inflation und Output-Gap abgebildet. Es wird deutlich, dass mit einem Faktor von 0,45 das Frequenzband um drei Jahre ($f = 0,08$) die Amplituden der beiden Prozesse am stärksten miteinander verbindet. Die Bedeutung der beiden Frequenzbänder wird durch die Kohärenzen in Abbildung 4.3 bestätigt. Danach besteht zwischen Inflation und Geldmengenwachstum ein signifikanter Zusammenhang an niedrigen Frequenzen. Mit einer Schwingungsdauer von fünf und mehr Jahren nimmt die Kohärenz ihre größten Werte an. Mit einem Erklärungsanteil von 0,52 sind die beiden Variablen jedoch weit von einem Gleichlauf entfernt. Das Output-Gap liefert den stärksten Zusammenhang im Frequenzband zwischen zweieinhalb und vier Jahren. Allerdings ist auch hier das Maximum von 0,35 relativ gering. Zusätzlich zeigen die Signifikanzbänder, dass nur auf dem 10-Prozent-Niveau die Frequenzen um drei Jahre signifikant sind.

Werden die Ergebnisse auf die theoretischen Zusammenhänge der Zwei-Säulen-Phillipskurve übertragen, so lässt sich zunächst bestätigen, dass die erklärenden Variablen (Geldmengenwachstum und Output-Gap) den stärksten Zusammenhang zur Inflation an unterschiedlichen Frequenzbändern aufweisen. Allerdings lässt sich die Aufteilung in hohe und niedrige Frequenzen weiter präzisieren. So fällt auf, dass das Output-Gap keine gute Erklärung für das gesamte Frequenzband der hohen Frequenzen liefert. Viel eher werden mittlere Frequenzen erklärt.

Die in diesem Kapitel erzielten Ergebnisse sind mit Vorsicht zu betrachten, da Verzerrungen durch die Instationarität der betrachteten Zeitreihen auftreten können. Sie dienen daher zunächst nur als Anhaltspunkt. Dennoch kann im Folgenden ein Zusammenhang zwischen Inflation und Geldmengenwachstum an hohen Frequenzen ausgeschlossen werden. Bevor die Ergebnisse unter Verwendung von Filterverfahren und der Zwei-Säulen-Phillipskurve überprüft und konkretisiert werden, ist es zunächst interessant, den Zusammenhang von Inflation und Geldmengenwachstum an der Frequenz Null zu untersuchen. Hieraus lassen sich unter anderem Wirkungsrichtungen aufdecken.

Kapitel 5

Analyse im Zeitbereich

Nach den nicht-parametrischen deskriptiven Methoden im Frequenzbereich werden nun die Analysen auf parametrische Modelle im Zeitbereich ausgeweitet. Um den direkten Zusammenhang der beiden Variablen zu schätzen, stehen zunächst die Rohdaten von Inflation und Geldmengenwachstum innerhalb eines Systems im Fokus. Danach werden auf der Grundlage der gewonnenen Erkenntnisse Einzelgleichungen im Kontext der Zwei-Säulen-Phillipskurve für verschiedene Frequenzbänder geschätzt.

5.1 Kointegration von Inflation und Geldmengenwachstum

Die Untersuchungen im Frequenzbereich haben gezeigt, dass Inflation und Geldmengenwachstum an den niedrigen Frequenzen den stärksten Zusammenhang aufweisen. Es wird nun geprüft, ob sich dieser Einfluss im Zeitbereich bestätigen und konkretisieren lässt. Das dafür angepasste Modell ermöglicht, das langfristige, gemeinsame Gleichgewicht der Variablen zu ermitteln. Darüber hinaus dienen Impuls-Antwort-Folgen und die Varianzzerlegung zur Analyse der dynamischen Anpassung an dieses Gleichgewicht.

5.1.1 Test auf Kointegration und VECM-Schätzung

Schätzungen von Vektor-Fehler-Korrektur-Modellen (VECM) ermöglichen den Langfristzusammenhang von Zeitreihen aufzudecken. Langfristzusammenhang bedeutet in diesem Fall, wie sich die Zeitreihen an der Frequenz Null bzw. im langfristigen Gleichgewicht zueinander verhalten. Mittels des VECMs lassen sich außerdem kurzfristige Anpassungen an das gemeinsame Gleichgewicht analysieren und Kausalitäten aufdecken. Voraussetzung für die Existenz eines solchen VECMs ist das Vorliegen einer Kointegrationsbeziehung. Damit zwei Prozesse kointegriert sind, ist notwendig, dass sie den gleichen Integrationsgrad besitzen. Wie im Kapitel 3 dargestellt, kann angenommen werden, dass sowohl die Zeitreihe der Inflation als auch das Geldmengenwachstum $I(1)$ ist. Kointegration liegt nur dann vor, wenn eine Linearkombination zwischen diesen Variablen existiert, die $I(0)$, also stationär, ist. Der Vektor, der diese Variablen balanciert, wird als Kointegrationsvektor bezeichnet. Inflation und Geldmengenwachstum folgen dann einem gemeinsamen Trend.

Um auf Kointegration zu testen, wird der Johansen-Trace-Test verwendet. Dazu werden die zwei Variablen in Form eines zweidimensionalen vektorautoregressiven Prozess der Ordnung p ($\text{VAR}(p)$) geschrieben

$$z_t = A_1 z_{t-1} + \dots + A_p z_{t-p} + \epsilon_t, \quad (5.1)$$

wobei $z_t' = (\Delta p_t, \Delta m_t)$ der Vektor mit $k = 2$ endogenen Variablen ist und $A_j, j = 1, 2, \dots, p$ die Koeffizientenmatrizen der Dimension (2×2) . Die Störterme sind im Vektor ϵ_t zusammengefasst und multivariat normalverteilt, $\epsilon_t \sim N(0, \Sigma_\epsilon)$.

Die Laglänge p wird mithilfe der Informationskriterien von Hannan und Quinn (HQ), Schwarz (SC) und Akaike (AIC) bestimmt. In Tabelle 5.1 sind die Ergebnisse aller drei Kriterien bis zu einer maximalen Laglänge von sieben aufgeführt. Gewählt wird die Laglänge, bei der das Informationskriterium den kleinsten Wert ausweist und keine Autokorrelation der Residuen mehr vorhanden ist. Auf Autokorrelation wurde mittels des Lagrange-Multiplikator-Tests (LM-Test) getestet. Das jeweilige Test-Minimum ist in Tabelle 5.1 mit einem Stern gekennzeichnet.

Die drei Informationskriterien empfehlen zwei unterschiedliche Laglängen. Wie in Lüt-

Tabelle 5.1: VAR Selektionskriterien

Lag(p)	AIC	SC	HQ
2	-11,53	-11,30	-11,44
3	-11,64	-11,31*	-11,50*
4	-11,59	-11,15	-11,41
5	-11,52	-10,96	-11,29
6	-11,65*	-10,98	-11,38
7	-11,63	-10,85	-11,31

*Anmerkung: * kennzeichnet Minimum,
Betrachtungszeitraum: 1983:1-2007:2.*

kepohl (2005, S. 326) gezeigt, sind das SC- und HQ-Kriterium im Gegensatz zum AIC-Kriterium auch für instationäre Prozesse konsistent. Zusätzlich wird die wahre Prozessordnung durch das AIC-Kriterium asymptotisch überschätzt.¹⁰ Da das SC- und HQ-Kriterium jeweils eine Laglänge von Drei vorschlägt und die LM-Werte (LM(2)=1,30 p-Wert=0,86; LM(4)=4,23 p-Wert=0,38) für $p = 3$ auf keine Autokorrelation hinweisen, dient ein VAR(3) als Grundlage für die folgenden Schätzungen.

Die Reparametrisierung von Gleichung (5.1) als Fehler-Korrektur-Modell führt allgemein zu einem VECM($p - 1$)

$$\Delta z_t = \Pi z_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} A_j^* \Delta z_{t-j} + \epsilon_t \quad (5.2)$$

Unter Verwendung von $p = 3$ und $k = 2$ ergibt sich $\Pi := -(I_2 - A_1 - A_2 - A_3)$, $A_1^* := -A_2 - A_3$ und $A_2^* := -A_3$, wobei I_2 für die (2×2) Einheitsmatrix steht. Wegen der Feststellungen im Kapitel 3 - keine der Zeitreihen folgt einem deterministischen Trend, sowie der Zentrierung um Null - enthält das VECM(2) weder ein Absolutglied noch einen Trend. Aufgrund der Tatsache, dass die Inflation und das Geldmengenwachstum im Vektor z_t I(1)-Variablen sind, besitzt Δz_t nur stationäre Komponenten. Daraus folgt, dass Gleichung (5.2) unbalanciert ist, wenn Π den vollen Rang, $rg(\Pi) = r = k = 2$, besitzt. In diesem Fall ließen sich die I(1)-Variablen in z_{t-1} als Linearkombination stationärer Variablen darstellen, was zu einem Widerspruch führt. Aus diesem Grund kann Π nur den reduzierten Rang $r < 2$ haben (Kirchgässner und Wolters 2006, S. 197).

Um festzustellen wie viele Kointegrationsbeziehungen vorliegen, wird mit dem Johansen-

¹⁰Eine weitere Diskussion zu den Eigenschaften der Selektionskriterien in Lütkepohl (2005, S. 135ff.).

Tabelle 5.2: Johansen-Trace-Test auf Kointegration

Hypothese	Testwert	Kritischer Wert	
		5%-Niveau	1%-Niveau
$r_0 = 0$	24,84	19,96	24,60
$r_0 = 1$	6,65	9,24	12,97

Anmerkung: Mit Konstante innerhalb der Kointegrationsbeziehung geschätzt.

Verfahren (Johansen-Trace-Test) der Rang der Matrix Π getestet. Die Anzahl der Kointegrationsbeziehungen entspricht dabei genau $rg(\Pi) = r$. Um diesen Rang bestimmen zu können, werden zunächst die Parameter der Gleichung (5.2) mithilfe der Maximum-Likelihood-Methode (ML-Methode) geschätzt. Weil die kritischen Werte des Tests von der Deterministik abhängen, wird im Unterschied zu Gleichung (5.2) eine Konstante innerhalb der Kointegrationsbeziehung einbezogen. Der Johansen-Test baut auf einem verallgemeinerten Eigenwertproblem auf. Der Rang wird dabei durch eine sequentielle Testprozedur, basierend auf Likelihood-Ratio-Tests (LR-Tests), bestimmt (Enders 2004, S. 352). Die Hypothesen des Trace-Tests sehen wie folgt aus: $H_0(r_0) : rg(\Pi) = r_0$ bzw. $H_1(r_0) : rg(\Pi) > r_0$ wobei r_0 für den hier betrachteten Fall die Werte Null und Eins annimmt.

Die Ergebnisse des Johansen-Trace-Tests, basierend auf dem VECM(2), sind in Tabelle 5.2 aufgeführt. Die asymptotischen kritischen Werte für das Ein- und Fünf-Prozent-Niveau stammen aus Osterwald-Lenum (1992) und zeigen, dass auf dem Ein-Prozent-Signifikanzniveau genau eine Kointegrationsbeziehung unterstellt werden kann. Das heißt: Inflation und Geldmengenwachstum folgen einem gemeinsamen stochastischen Trend.

Um die Langfristbeziehung und Anpassungsmechanismen analysieren zu können, ist eine weitere Umformung von Gleichung (5.2) notwendig. Es wird die singuläre Matrix Π mit $rg(\Pi) = 1$ als Produkt der (2×1) Vektoren α und β' geschrieben. Somit liefert $\beta'z_{t-1}$ die stationäre Linearkombination, die ein balanciertes Gleichungssystem garantiert. β ist demzufolge der Kointegrationsvektor, während α die sogenannten Ladungsparameter beinhaltet. Das heißt: α enthält jene Koeffizienten, die den Beitrag der Langfristbeziehung in der Inflations- und Geldmengenwachstumsgleichung angeben. Hieraus lassen sich die Anpassungsmechanismen an die Gleichgewichtsbeziehung ableiten (Kirchgässner und Wolters 2006, S. 197). Die VECM-Schätzgleichung ist gegeben mit:

$$\begin{pmatrix} \Delta^2 p_t \\ \Delta^2 m_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_{\Delta p} \\ \alpha_{\Delta m} \end{pmatrix} \left[\begin{pmatrix} 1 & \beta_2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta p_{t-1} \\ \Delta m_{t-1} \end{pmatrix} \right] + \sum_{j=1}^{p-1} A_j^* \begin{pmatrix} \Delta^2 p_{t-j} \\ \Delta^2 m_{t-j} \end{pmatrix} + \epsilon_t, \quad (5.3)$$

wobei die Komponente β_1 für die Eindeutigkeit des Kointegrationsvektors auf Eins normiert ist und die ϵ_t weiterhin multivariat normalverteilt sind. Gleichung (5.3) wird analog zum Trace-Test mit der ML-Methode geschätzt. Im Output 1 sind signifikante Koeffizienten fett gedruckt.

Output 1: 1983:1-2007:2

$$\begin{pmatrix} \Delta^2 p_t \\ \Delta^2 m_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mathbf{-0,24} \\ 0,27 \end{pmatrix} \left[\begin{pmatrix} 1 & \mathbf{-0,69} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta p_{t-1} \\ \Delta m_{t-1} \end{pmatrix} \right] + \begin{pmatrix} \mathbf{-0,55} & -0,09 \\ \mathbf{-0,49} & \mathbf{-0,29} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta^2 p_{t-1} \\ \Delta^2 m_{t-1} \end{pmatrix} \\ + \begin{pmatrix} \mathbf{-0,33} & -0,04 \\ 0,12 & -0,18 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta^2 p_{t-2} \\ \Delta^2 m_{t-2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \epsilon_1 \\ \epsilon_2 \end{pmatrix}$$

Die frei geschätzte Langfristbeziehung zwischen Inflation und Geldmengenwachstum ist im Output 1 in eckigen Klammern zu finden. Diese stellt sich ein, wenn alle ökonomischen Größen konstant sind (Steady-State). Damit verschwinden in Output 1 alle zweiten Differenzen und die geschätzte langfristige Gleichgewichtsbeziehung zwischen Inflation und Geldmengenwachstum ist gegeben durch: $\Delta p = 0,69\Delta m$, wobei β_2 mit einem t-Wert von 4,32 signifikant von Null verschieden ist. Anhand der Ladungsparameter α lässt sich die Anpassung an das unrestringierte Gleichgewicht ablesen. Die Anpassung stellt sich allein über die Inflation ein. Die Gleichgewichtsbeziehung ist in der Inflationsgleichung mit einem t-Wert von -3,45 signifikant. Das negative Vorzeichen des Parameters ermöglicht bei Abweichungen vom Gleichgewicht eine sukzessive Rückkehr zum Gleichgewicht. Der Ladungsparameter der Geldmengenwachstumsgleichung ist betragsmäßig ähnlich groß wie in der Inflationsgleichung, allerdings mit einem t-Wert von 1,59 insignifikant. Das Geldmengenwachstum ist folglich schwach exogen.

Ob diese Ergebnisse verlässlich sind, lässt sich unter anderem anhand von Selektionskriterien einstufen. Diese geben einen Eindruck davon, ob das geschätzte Modell die Zeitreihen adäquat abbildet. Jarque-Bera (JB) steht für den Test auf Normalverteilung, wobei die Abweichung der Schiefe und der Kurtosis von denen der Normalverteilung gemessen wird. Unter der Nullhypothese ist die betrachtete Zeitreihe normalverteilt. Die Ljung-Box

Tabelle 5.3: Spezifikationstests Output 1

	JB		Q(4)		Q(8)		ARCH(2)		ARCH(4)	
	ϵ_1	ϵ_2	ϵ_1	ϵ_2	ϵ_1	ϵ_2	ϵ_1	ϵ_2	ϵ_1	ϵ_2
Testwert	1,41	1,89	2,37	1,94	9,09	5,59	0,25	0,12	0,84	0,41
p-Wert	0,49	0,39	0,67	0,75	0,34	0,47	0,89	0,94	0,93	0,98

Q-Statistik auf Autokorrelation wurde bis zum vierten und achten Lag berechnet. Die Nullhypothese weist darauf hin, dass keine Autokorrelation bis zur geschätzten Ordnung vorhanden ist. ARCH(q) ist ein LM-Test auf konditionale Heteroskedastizität. Um die Nullhypothese (keine ARCH Effekte zum Lag q) zu testen, werden die Zusammenhänge der Residuenvarianzen über einen AR-Prozess gemessen (Lütkepohl 2005, S. 157ff.)¹¹

Anhand der aufgeführten Tests sind die Residuen der Inflations- und Geldmengenwachstumsgleichung normalverteilt, frei von Autokorrelation und frei von konditionaler Heteroskedastizität. Das VECM bildet die Zeitreihen folglich gut ab. Wie im Kapitel 2 dargestellt, gilt zwischen Inflation und Geldmengenwachstum gemäß der Quantitätstheorie ein Eins-zu-eins-Zusammenhang. Der geschätzte Koeffizient in Output 1, der den langfristigen Zusammenhang der beiden Variablen determiniert ($\beta_2 = 0,69$), ist jedoch von Eins verschieden. Daher wird Gleichung (5.3) ein weiteres Mal mit der ML-Methode geschätzt. Im Unterschied zu Output 1 werden nun zwei Restriktionen berücksichtigt. Zum einen die Restriktion des Kointegrationsvektors auf (1 -1), zum anderen wird der Ladungskoeffizient $\alpha_{\Delta m}$ auf Null gesetzt.

Das geschätzte Modell ist in Output 2 dargestellt. Ein LR-Test kann die Hypothese der Gültigkeit der Restriktionen nicht ablehnen ($\chi^2(2) = 6,27$; p-Wert=0,07).

Output 2: 1983:1-2007:2

$$\begin{pmatrix} \Delta^2 p_t \\ \Delta^2 m_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mathbf{-0,18} \\ \mathbf{0,00} \end{pmatrix} \left[\begin{pmatrix} 1 & -1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta p_{t-1} \\ \Delta m_{t-1} \end{pmatrix} \right] + \begin{pmatrix} \mathbf{-0,60} & -0,07 \\ \mathbf{-0,49} & -0,22 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta^2 p_{t-1} \\ \Delta^2 m_{t-1} \end{pmatrix} \\ + \begin{pmatrix} \mathbf{-0,34} & -0,03 \\ 0,11 & -0,14 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta^2 p_{t-2} \\ \Delta^2 m_{t-2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \epsilon_3 \\ \epsilon_4 \end{pmatrix}$$

Beide Restriktionen sind in Output 2 fett und kursiv gedruckt, weiterhin sind alle signifikanten Koeffizienten fett gedruckt. Die Spezifikationstests weisen auch für diesen

¹¹Eine ausführlichere Behandlung der Spezifikationstests mit zugehörigen Teststatistiken findet sich in der angegebenen Quelle.

Tabelle 5.4: Spezifikationstests Output 2

	JB		Q(4)		Q(8)		ARCH(2)		ARCH(4)	
	ϵ_3	ϵ_4	ϵ_3	ϵ_4	ϵ_3	ϵ_4	ϵ_3	ϵ_4	ϵ_3	ϵ_4
Testwert	1,62	1,69	1,93	3,66	8,31	9,29	0,58	0,19	0,88	0,34
p-Wert	0,44	0,43	0,75	0,45	0,40	0,15	0,75	0,91	0,93	0,99

Fall normalverteilte und unkorrelierte Residuen aus, die frei von konditionaler Heteroskedastizität sind.¹²

Das unrestringierte Modell erklärt 41 Prozent der Variation der Quartalsinflationsänderungen und 27 Prozent der Quartalsveränderungen des Geldmengenwachstums. Das korrigierte Bestimmtheitsmaß (\bar{R}^2) sinkt durch die Restriktion des Kointegrationsvektors und des Ladungskoeffizienten auf 36 Prozent für die Inflationsgleichung und 26 Prozent für die Geldmengenwachstumsgleichung. Ein Eins-zu-eins-Zusammenhang zwischen Inflation und Geldmengenwachstum an der Frequenz Null konnte somit im Zeitbereich nachgewiesen werden. Im Folgenden wird nun die Anpassung an diese Gleichgewichtsbeziehung untersucht. Das restringierte Modell steht dabei im Zentrum der Betrachtung.

5.1.2 Impuls-Antwort-Folgen und Varianzdekomposition

In diesem Kapitel wird geprüft, wie sich auf Grundlage des Outputs 2 ein Schock zu einem bestimmten Zeitpunkt durch das System fortpflanzt und aus welchen Anteilen sich die Varianz der Variablen über die Zeit zusammensetzt.

Dazu wird zunächst das reduzierte Modell aus Gleichung (5.1) in seine Strukturform gebracht. Die Strukturform ermöglicht über die Matrix Γ ($k \times k$) im Gegensatz zum einfachen VAR-Prozess zeitgleiche Einflüsse der Variablen abzubilden und bietet darüber hinaus Interpretationsmöglichkeiten der strukturellen Störterme ξ , die im Folgenden die Bezeichnung Innovationen erhalten. Der strukturelle autoregressive Prozess der Ordnung p (SVAR(p)) ist gegeben mit:

$$\Gamma z_t = B_1 z_{t-1} + \dots + B_p z_{t-p} + \xi_t, \quad (5.4)$$

¹²Die Residuen und der zugehörige Kointegrationsgraph sind in den Abbildung A.2 und A.1 zu finden.

wobei die Koeffizientenmatrizen B_j sich aus den Produkten ΓA_j , $j = 1, 2, \dots, p$, ergeben, der Vektor der Innovationen $\xi_t := \Gamma \epsilon_t \sim N(0, \Sigma_\xi = \Gamma \Sigma_\epsilon \Gamma')$ keine gleichzeitige Kreuzkorrelation zwischen den Innovationen zulässt und jede Komponente von ξ_t die Varianz Eins besitzt. Σ_ξ muss folglich eine $(k \times k)$ Einheitsmatrix sein. Daraus lässt sich ableiten, dass Γ eine untere Dreiecksmatrix sein muss, denn nur so lässt sich mittels der Choleski-Zerlegung $\Sigma_\epsilon = \Gamma^{-1} \Gamma^{-1'}$ die Matrix der gleichzeitigen Einflüsse eindeutig gewinnen. Der SVAR-Prozess hat dann eine genau identifizierte rekursive Form (Lütkepohl 2005, S. 358ff.). Implizit werden durch diese Restriktionen zeitgleiche Wirkungsrichtungen exogen vorgegeben. Das heißt: gilt weiterhin $z_t = (\Delta p_t, \Delta m_t)'$, so wird durch die untere Dreiecksmatrix Γ der zeitgleiche Einfluss so definiert, dass die Inflation auf das Geldmengenwachstum wirkt, während für die Gegenrichtung eine gleichzeitige Wirkung ausgeschlossen ist.

Falls der SVAR-Prozess I(0)-Variablen beschreibt, lässt sich Gleichung (5.4) nach z_t umstellen und unter Anwendung der Methode des Koeffizientenvergleichs zu einer unendlichen Folge von unkorrelierten Zufallsvariablen mit Erwartungswert Null und konstanter Varianz entwickeln. Die multivariate Woldsche-Darstellung nimmt die Form

$$z_t = \Phi_0 \xi_t + \Phi_1 \xi_{t-1} + \Phi_2 \xi_{t-2} + \dots, \quad (5.5)$$

an. Die Koeffizienten sind gegeben mit $\Phi_0 := \Gamma^{-1}$, $\Phi_1 := A_1 \Gamma^{-1}$, $\Phi_2 := (A_1^2 + A_2) \Gamma^{-1}$ usw.. Für den vorliegenden Fall, in dem die Komponenten von z_t nicht stationär und kointegriert sind, existiert zwar wegen der fehlenden quadratischen Konvergenz der Φ_i keine Woldsche-Darstellung, jedoch ist es möglich die Φ -Matrizen weiterhin zu berechnen. In diesem Fall können im Gegensatz zu stationären Prozessen Impulse permanente Effekte aufweisen (Lütkepohl 2005, S. 263). Impuls-Antwort-Folgen messen nun den Effekt eines Einheitsschocks, das heißt eines Schocks in der Höhe einer Standardabweichung zum Zeitpunkt t_0 . Ein Schock in der ersten Gleichung wird so zum Beispiel durch $\xi_0 = (1 \ 0)'$ erzeugt und lässt sich anhand der Komponenten von Φ_i $i = 1, 2, \dots$ verfolgen. $\hat{\phi}_{1,2,i}$ ist dabei die geschätzte Antwort der Inflation (erste Variable) auf einen Impuls im Geldmengenwachstum (zweite Variable) nach i Perioden.

Werden diese Größen über acht Jahre abgetragen, so ergibt sich die Impuls-Antwort-

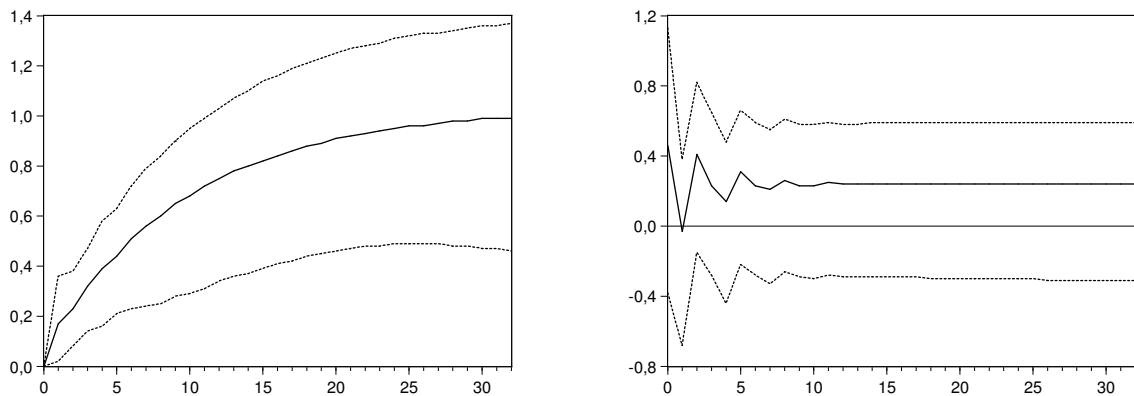


Abbildung 5.1: Impuls-Antwort-Funktion von Geldmengenwachstum auf Inflation (links) und Inflation auf Geldmengenwachstum (rechts) nach Quartalen; restringiertes Modell; gestrichelte Linien: Bootstrap 95% Konfidenzintervall nach Hall (1992); y-Achse in 10^{-2} Einheiten.

Folge der jeweiligen Variable. Zusätzlich sind in Abbildung 5.1 mittels der Bootstrap-Methode nach Hall (1992) die 95-Prozent-Konfidenzbänder eingezeichnet.¹³

Ein Schock in der Geldmengenwachstumsgleichung führt zu einer gleichmäßigen, signifikanten Anpassung der Inflation. Hingegen ist die Anpassung des Geldmengenwachstums insignifikant. Für den unrestringierten Fall ergeben sich sehr ähnliche Verläufe, allerdings mit einer nach acht Quartalen signifikanten Antwort des Geldmengenwachstums auf einen Schock in der Inflationsgleichung.¹⁴

Die Relevanz des Geldmengenwachstums für die Inflationsentwicklung wird anhand der Varianz-Zerlegung beurteilt. Dabei geht es um den Beitrag einer einzelnen Innovation zur Gesamtvarianz. Diese lässt sich über die Analyse der Prognosefehler erhalten. Der Prognosefehler einer τ -Schritt-Prognose ergibt sich allgemein aus:

$$F_t(z_{t+\tau}) = z_{t+\tau} - \hat{z}_t(\tau) = \sum_{j=0}^{\tau-1} (\Phi_j \xi_{t+\tau-j}). \quad (5.6)$$

$\hat{z}_t(\tau)$ ist dabei die Prognosefunktion für den Prozess $z_{t+\tau}$.¹⁵ Mit zunehmenden Prognosehorizont, das heißt für $\tau \rightarrow \infty$, nähert sich der Prognosefehler dem Prozess aus Gleichung (5.5) an. Die Prognosefehlervarianz der j -ten Komponente aus z_t ist dann wegen

¹³Zum schrittweisen Vorgehen zur Ermittlung der Konfidenzbänder siehe z.B. Enders (2004, S.278).

¹⁴Zugehörige Abbildungen für den unrestringierten Fall in Abbildung A.3.

¹⁵Eine detailliertere Herleitung der Prognosefunktion ist zu finden in Enders (2004, S. 279).

$\xi_t \sim N(0, I_k)$ gegeben durch:

$$E[(z_{j,t+\tau} - \hat{z}_{j,t}(\tau))^2] = \sum_{m=1}^k \sum_{i=0}^{\tau-1} (\phi_{jmi})^2. \quad (5.7)$$

Diese Varianz lässt sich in jene Anteile zerlegen, welche durch den Einfluss einer einzelnen Innovation ξ_m , $m = 1, \dots, k$, auf Variable j für die Prognose mit dem Horizont τ erzeugt werden. Damit gilt für den jeweiligen Anteil:

$$\omega_{jm}^\tau = \frac{\sum_{i=0}^{\tau-1} (\phi_{jmi})^2}{\sum_{s=1}^k \sum_{i=0}^{\tau-1} (\phi_{jsi})^2}. \quad (5.8)$$

Wird nun wieder der Grenzfall $\tau \rightarrow \infty$ betrachtet, so lässt sich aus Gleichung (5.8) nicht nur die Varianz des Prognosefehlers ermitteln, sondern auch die Varianz der Variablen selbst in die einzelne Anteile der Innovationen zerlegen. Da diese gemäß der Konstruktion zueinander orthogonal sind, addieren sich ihre Anteile zu Eins (Kirchgässner und Wolters 2006, S. 128ff.).

Für einen Horizont von acht Jahren sind in Abbildung 5.2 die Anteile der Varianz von Inflation und Geldmengenwachstum abgetragen. Es lässt sich erkennen, dass für den restringierten Fall das Geldmengenwachstum im Zeitverlauf einen Großteil der Variation der Inflation beschreibt, umgekehrt der Einfluss vernachlässigbar gering ist.¹⁶

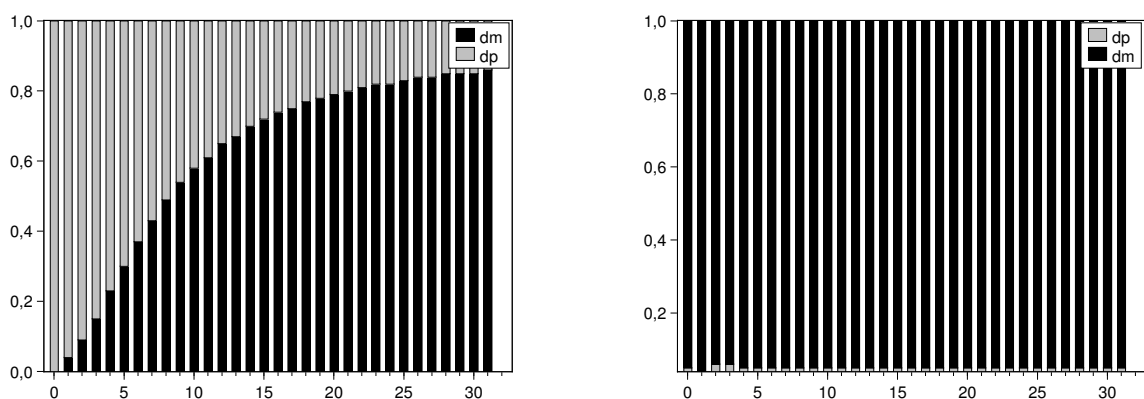


Abbildung 5.2: Varianzdekomposition von Inflation (links) und Geldmengenwachstum (rechts) nach Quartalen; restringiertes Modell; y-Achse in Prozent der Gesamtvarianz.

¹⁶Die Varianzzerlegung für den unrestringierten Fall ist in Abbildung A.4 zu finden.

5.1.3 Interpretation und Vergleich mit aktuellen Studien

Die Analysen des VECMs haben gezeigt, dass Inflation und Geldmengenwachstum in der langen Frist miteinander verbunden sind. Dies spiegelt sich in der Kointegrationsbeziehung der beiden Variablen wider. Das bedeutet, beide Variablen sind durch die gleiche stochastische, langfristige Komponente bestimmt. Der Eins-zu-eins-Zusammenhang gemäß der Quantitätsgleichung lässt sich nicht verwerfen. Die Ergebnisse aus Kapitel 4.2 der Kreuzspektralen Maße haben sich somit bestätigt.

Abweichungen von dieser Gleichgewichtsbeziehung werden im frei geschätzten und restringierten Fall allein über Anpassungen der Inflation ausgeglichen. Die geschätzten Ladungsparameter zeigen, dass sich ca. 18 Prozent der Abweichung vom gemeinsamen Gleichgewicht innerhalb eines Quartals in einer Änderung der Inflation niederschlagen. Angenommen, das Geldmengenwachstum würde unerwartet um einen Prozentpunkt zunehmen, so würde dies zum Anstieg der Inflation um 0,18 Prozentpunkte führen. Die Gleichgewichtsbeziehung in der nächsten Periode würde den Durchschnitt immer noch um 0,82 Prozentpunkte übertreffen. Treten keine weiteren Schocks auf, so würde die restliche Anpassung an das neue langfristige Niveau über die dynamischen Beziehungen, die in den Matrizen A_1^* und A_2^* enthalten sind, verlaufen. Für das strukturelle Modell lassen sich diese dynamischen Anpassungen anhand der Impuls-Antwort-Folgen ablesen: Ein Schock im Geldmengenwachstum führt so zu einem signifikanten permanenten Anstieg der Inflation. Das neue Niveau ist nach ca. acht Jahren im restringierten und nach vier Jahren im unrestringierten Modell erreicht. Das Geldmengenwachstum hingegen reagiert zwar ebenfalls positiv auf Inflationsschocks, dies in der Anpassung jedoch insignifikant. Der langfristige Niveaueffekt im Geldmengenwachstum ist nach ca. drei Jahren im unrestringierten Fall erreicht. Im restringierten Modell ist dieser Niveaueffekt insignifikant. Schocks im Geldmengenwachstum materialisieren sich somit nicht sofort, sondern erst im Zeitverlauf. Dieses Muster wird durch die Varianzzerlegung bestätigt. Für die Inflation kann im Zeitverlauf ein sinkender Anteil der Varianz durch eigene Schocks erklärt werden. Folglich steigt der Anteil, der durch Schocks im Geldmengenwachstum bestimmt wird. Über einen Prognosehorizont von acht Jahren erklären Schocks im Geldmengenwachstum bereits 88 Prozent der Prognosefehlervarianz der Inflation. Der Hauptanteil der Prognosefehlervari-

anz des Geldmengenwachstums hingegen wird für jeden Prognosehorizont überwiegend durch eigene Schocks erklärt.

Diese Resultate sind mit jenen aus Kaufmann und Kugler (2006) bzw. Kaufmann (2007) konsistent. In beiden Studien wird nicht nur der einfache Zusammenhang zwischen Geldmengenwachstum und Inflation im Euroraum anhand eines VECMs untersucht, sondern weitere Variablen, wie der Output und Zins-Spread, werden mit in die Analysen einbezogen. Die betrachteten Quartalsdaten im Zeitraum von 1975 bis 2003 bzw. 1980 bis 2006 weisen die üblichen Eigenschaften auf. So existieren in den geschätzten VECMs zwei Kointegrationsbeziehungen. Eine, die als stationäre Veränderung der realen Geldmenge bezeichnet wird, und die andere als stationäre Differenz zwischen lang- und kurzfristigem Zins. Kaufmann und Kugler (2006) bzw. Kaufmann (2007) schätzen ausschließlich in den Kointegrationsbeziehungen restringierte Modelle. Ein weiterer Unterschied zu den oben durchgeführten Schätzungen ergibt sich durch die umgekehrte Festsetzung der Reihenfolge von Geldmengenwachstum und Inflation im VECM. Diese ermöglicht, die Gleichgewichtsbeziehung zwischen den beiden Variablen als reales Geldmengenwachstum zu interpretieren. Die Unterschiede in den Schätzungen führen jedoch zu keinerlei Problemen beim Vergleich. Der Zins-Spread ist für die Inflations- und Geldmengenwachstumsgleichung insignifikant und auch die Impuls-Antwort-Analysen zeigen, dass die verzögerten Differenzen der Zinsen keinen signifikanten Einfluss haben. Damit lassen sich die sehr ähnlichen Parameter der VECMs in Kaufmann und Kugler (2006), Kaufmann (2007) und der oben durchgeführten restringierten Schätzung erklären.

Im Gegensatz dazu schätzt Carstensen (2007) anhand von Quartalsdaten im Zeitraum von 1970 bis 2007 für den Euroraum ein unrestringiertes Modell, was allein auf den Zusammenhang zwischen Inflation und Geldmengenwachstum bezogen ist. Während auch hier beide Variablen kointegriert sind, lässt sich jedoch die Anpassung an das gemeinsame Gleichgewicht nicht gut interpretieren. So ist die Inflation schwach exogen und Anpassungen ans Gleichgewicht werden allein über das Geldmengenwachstum erreicht. Gerlach (2002) zeigt, dass sich je nach Betrachtungshorizont die schwache Exogenität der Variablen ändern kann. Ein weiteres Problem beim Vergleich unterschiedlicher Studien kann sich durch verschiedene Datengrundlagen bzw. Aggregationsverfahren für den Zeitraum vor der Wirtschafts- und Währungsunion ergeben.

Insgesamt sind die oben erzielten Ergebnisse mit den theoretischen Vorüberlegungen vereinbar. Die Relevanz der monetären Säule als Indikator für längerfristigen Inflationsdruck hat sich bestätigt. Um die lange Frist quantifizieren zu können, wird im Folgenden der Erklärungsgehalt des Geldmengenwachstums an verschiedenen Frequenzbändern überprüft.

5.2 Einzelgleichungen in Form der Zwei-Säulen-Phillipskurve

Die vorigen Kapitel haben im Rahmen des Vektor-Fehler-Korrektur-Modells den Zusammenhang von Inflation und Geldmengenwachstum an der Frequenz Null offengelegt. Impuls-Antwort-Folgen und die Varianzzerlegung haben für das restringierte Modell gezeigt, dass sich Schocks in der Geldmengenwachstumsgleichung nach ca. acht Jahren vollständig in der Inflation niederschlagen. In den folgenden Kapiteln wird nun der Zusammenhang der Variablen innerhalb einer theoretischen Modellstruktur untersucht. Die im Kapitel 2.2 vorgestellte Zwei-Säulen-Phillipskurve bietet dafür die Grundlage. Um nicht nur auf eine Frequenz oder das gesamte Spektrum beschränkt zu sein, werden Filterverfahren auf die Zeitreihen angewandt, um jene Frequenzbänder zu identifizieren, die den höchsten Erklärungsgehalt für die Inflation liefern.

5.2.1 Filterung der Daten

Die Filterung von Zeitreihen ist eine sehr verbreitete Methode in der Konjunkturforschung. Der Grundgedanke ist, dass sich Zeitreihen nicht nur, wie im Kapitel 3.1 gezeigt, mit ihren zyklischen Ausprägungen darstellen lassen, sondern auch in diese zerlegt werden können. Das heißt, mit bestimmten Filtermethoden lassen sich aus einer Zeitreihe beispielsweise zwei weitere gewinnen, bei denen die eine den (Wachstums-) Trend abbildet und eine weitere die Konjunkturbewegungen erfasst. Zur Ermittlung des Output-Gaps wurde eine solche Methode bereits angewandt. Der HP-Filter wurde dazu genutzt, die Trendkomponente aus der BIP-Zeitreihe zu filtern. Die gebildete Differenz zwischen Ursprungsreihe

und Trendkomponente, das Output-Gap, lässt sich dann als Summe von Konjunktur und Saisoneinflüssen bzw. als Abweichung vom Trend interpretieren.

Da mittels des HP-Filters in der Regel niedrige Frequenzen aus einer Zeitreihe gefiltert werden, gehört er zur Gruppe der Tiefpass-Filter. Wie die Kohärenz zwischen Inflation und Output-Gap jedoch gezeigt hat, besteht der stärkste Zusammenhang zwischen den beiden Zeitreihen in einem mittleren Frequenzband. Daher ist es für die folgenden Untersuchungen auch interessant, mittlere Frequenzen zu filtern. Um diese filtern zu können, wird ein Bandpass-Filter benötigt. Zur Auswahl stehen eine Reihe von alternativen Filtermethoden, die zum Beispiel in Iacobucci und Noullez (2005) aufbereitet und verglichen werden. Für alle Filtermethoden gilt, dass sie stets eine Approximation idealer Filter sind, den Idealzustand folglich bei endlichen Reihen nie abbilden.

Ein idealer Bandpass-Filter lässt nur Frequenzen im Intervall $[\lambda_l, \lambda_u]$ passieren. λ_l und λ_u stehen dabei für die untere und obere Cut-off-Frequenz. Das heißt, im durchlässigen Frequenzband ist die Gainfunktion gleich Eins, während außerhalb des Frequenzbandes die Gainfunktion den Wert Null annimmt. Der ideale Bandpass-Filter liefert somit eine trennscharfe Filterung für ein definiertes Frequenzband (Iacobucci und Noullez 2005).

Nach Baxter und King (1999) lassen sich im Frequenzbereich diese Grenzen in Gewichte für einzelne Zyklen transformieren. Der ideale Filter ergibt sich dann im Zeitbereich als unendlicher, gleitender Durchschnitt der Originalreihe. Um hieraus eine anwendbare Methode zu entwickeln, wird eine optimale Approximation gesucht, von der gefordert wird, dass sie durch eine endliche Zahl von Daten beschrieben werden kann, stationäre Variablen für die Saison- und Konjunkturkomponente erzeugt und, um Phasenverschiebungen zu vermeiden, über den Betrachtungszeitraum symmetrisch ist. Die gefilterte Zeitreihe ist gegeben mit:

$$y_t^{(l,u)} = \sum_{j=-K}^K b_j y_{t-j} \quad (5.9)$$

(l, u) steht dabei für die Zeitspanne in Jahren, deren Schwingungskomponenten vom Filter nicht unterdrückt werden, K steht für die Anzahl der Datenpunkte, die zur Glättung genutzt werden. Wegen der Symmetrie des Filters können für $2K$ Beobachtungen keine Werte berechnet werden. Baxter und King (1999) empfehlen für Quartalsdaten $K = 12$. Das heißt, am Reihenanfang sowie am Reihenende gehen von der Ursprungszeitreihe

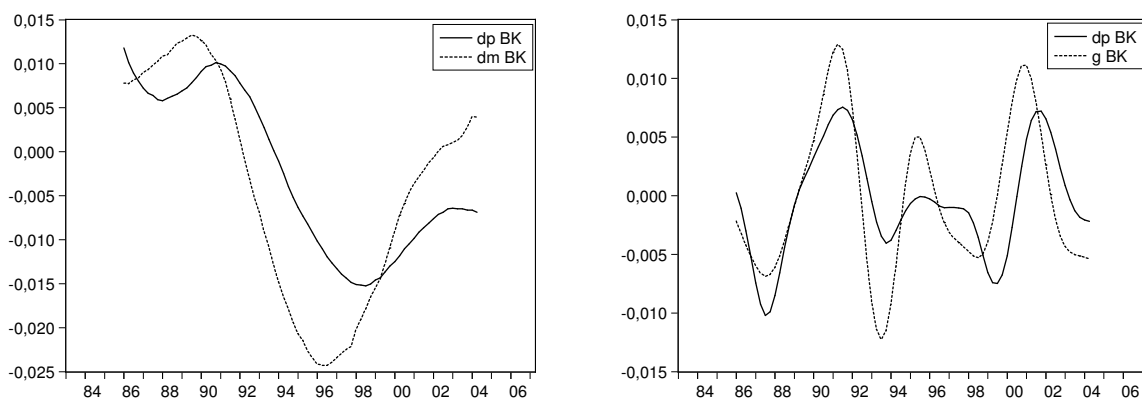


Abbildung 5.3: Inflation und Geldmengenwachstum mit $BK(\infty, 8)$ gefiltert (links) und Inflation und Output-Gap mit $BK(8, 3)$ gefiltert (rechts).

drei Jahre verloren. Die einzelnen Gewichte b_j ergeben sich im Frequenzbereich nach Minimierung einer quadratischen Verlustfunktion aus idealem und anwendbarem Filter.¹⁷ Die optimale Lösung ist gegeben durch:

$$b'_j = \begin{cases} (\lambda_u - \lambda_l)/\pi & , \quad j = 0 \\ (j\pi)^{-1}[\sin(\lambda_u j) - \sin(\lambda_l j)] & , \quad j = \pm 1, \pm 2, \dots, \pm K \end{cases} \quad (5.10)$$

Damit sichergestellt ist, dass die gefilterten mittleren bzw. hohen Frequenzen weder einen stochastischen noch einen deterministischen Trend aufweisen, werden die b'_j mit $b_j = b'_j - (2K + 1)^{-1} \sum_{j=-K}^K b'_j$ adjustiert. Die Summe der $2K + 1$ Gewichte b_j nimmt so den Wert Null an. Mithilfe dieser Gewichte können nun die Zeitreihen in beliebige Zyklen zerlegt werden. Der Baxter-und-King-Filter (BK-Filter) ermöglicht nicht nur mittlere Frequenzbänder zu filtern, sondern auch hohe. Er eignet sich folglich auch als Hochpass-Filter. Durch diese Eigenschaft ist es möglich, wegen $y_t = y_t^{LF} + y_t^{HF}$ auch niedrige Frequenzen zu erhalten. Um einheitliche Verfahren zu verwenden wird im Folgenden der BK-Filter als Tief-, Band- und Hochpass-Filter verwendet.

Zur Veranschaulichung dient die Abbildung 5.3. $BK(l, u)$ steht dabei für eine mit den zugehörigen Cut-off-Frequenzen λ_l, λ_u gefilterte Zeitreihe.¹⁸ Die Cut-off-Frequenzen wurden in Anlehnung an die im Kapitel 4.2 ermittelten Kohärenzen gewählt. Für beide Frequenzbänder lassen sich a priori ähnliche Verlaufsmuster nicht ablehnen. Dieser erste

¹⁷Herleitung in Baxter und King (1999).

¹⁸Die zugehörigen Gewichte sind in Tabelle B.1 aufgeführt.

Eindruck wird im Folgenden für unterschiedliche Frequenzbänder im Rahmen der Zwei-Säulen-Phillipskurve untersucht.

5.2.2 Schätzungen an verschiedenen Frequenzbändern

Die bisherigen Analysen haben die theoretischen Vorüberlegungen im Kapitel 2 bestätigt: Inflation und Geldmengenwachstum weisen den stärksten Zusammenhang an niedrigen Frequenzen bzw. in der langen Frist auf. Um die Bezeichnung ‚lange Frist‘ zu konkretisieren, dient in Anlehnung an Assenmacher-Wesche und Gerlach (2006) die Zwei-Säulen-Phillipskurve dazu, die Einflüsse der erklärenden Variablen (Geldmengenwachstum, Outputwachstum und Output-Gap) auf verschiedene Frequenzbänder aufzuteilen. Dabei wird über die Filterung der erklärenden Variablen das Ziel verfolgt, die zugehörigen Schwingungskomponenten der Inflation möglichst genau zu erfassen. Es soll das Modell gefunden werden, welches den größten Erklärungsgehalt für die betrachteten Frequenzbänder liefert.

Dazu wird das Modell nicht, wie in der Zeitreihenanalyse üblich, durch Variation der Laglängen erklärender Variablen oder verzögert endogener Variablen angepasst, sondern behält stets seine Grundstruktur. Die Idee hinter dieser starren Methodik ist die, durch Aufteilung der erklärenden Variablen auf einzelne Frequenzbänder, Interpretationsmöglichkeiten für die Störterme zu schaffen und so indirekt die Güte des Modells bestimmen zu können.

Unter der Annahme einer einseitigen Wirkungsrichtung von Geldmengenwachstum und Outputwachstum auf die Inflation lassen sich die Koeffizienten a_j der Zwei-Säulen-Phillipskurve mittels der Kleinste-Quadrate-Methode schätzen. Um eine Niveauverschiebung (Shift) im Zuge der Europäischen Währungsunion in den Daten zu erfassen, wird ein Dummy (d_t) in die Schätzgleichung eingeführt. Dieser nimmt den Wert Null für den Zeitraum bis 1999 und den Wert Eins für den Zeitraum ab 1999 an. Die Schätzgleichung hat folgende Form:

$$\Delta p_t = a_{\Delta m} \Delta m_t^{(l_1, u_1)} - a_{\Delta y} \Delta y_t^{(l_1, u_1)} + a_g g_{t-1}^{(l_2, u_2)} + a_s d_t + e_t. \quad (5.11)$$

Dabei beschreibt das zeitgleiche Geldmengen- und Outputwachstum in Anlehnung an die Quantitätstheorie ein gemeinsames Frequenzband, während das verzögerte Output-Gap unabhängig davon ein weiteres Frequenzband abdeckt. Weil Δp_t und die Trendkomponente von Δm_t weiterhin kointegriert und alle weiteren Variablen stationär sind, ist Gleichung (5.11) balanciert. Im Störterm ist wegen der starren Modellstruktur Autokorrelation und Nichtnormalität zugelassen.

Für die Cut-off Frequenzen (λ_j) bzw. deren zugehörigen Zeiteinheiten in Jahren (l_j bzw. u_j), $j = 1, 2, 3$, gilt für die Schätzungen: $l_1 > u_1 = l_2 > u_2$ und folglich $e_t = \Delta p_t^{(l_3, u_3)}$ mit $l_3 = u_2$ und $u_3 = 0, 5$. Das heißt, beide Frequenzbänder überlappen sich zumindest für den Fall idealer Filter nicht und das Residuum erklärt genau die Komponente der Inflation, die durch das Geldmengenwachstum, Output und Output-Gap nicht erklärt wird. Wenn das Frequenzband (l_1, u_2) vollständig durch die erklärenden Variablen beschrieben wird, müsste folglich die mit den Grenzen (l_3, u_3) gefilterte Inflationszeitreihe identisch mit dem ermittelten Störterm sein.

Um diese Überlegungen zu prüfen, wird gemäß Gleichung (5.11) die Zwei-Säulen-Phillipskurve für verschiedene Frequenzbänder geschätzt. Die Prozedur verläuft in sieben Schritten. Zunächst werden zum Vergleich die ungefilterten Zeitreihen verwendet, folgend wird das Frequenzband des Geldmengenwachstums sukzessive auf niedrige Frequenzen verengt. Im Gegenzug erklärt das Frequenzband des Output-Gaps mittlere Frequenzen. Um bessere Vergleiche zu den Studien von Gerlach (2003) sowie Assenmacher-Wesche und Gerlach (2007) ziehen zu können und Einflüsse des Outputwachstums sichtbar zu machen, wird zwischen der adjustierten Geldmenge ($a_{\Delta \tilde{y}}=1$) und frei geschätzten $a_{\Delta y}$ unterschieden. In Tabelle 5.5 sind die Ergebnisse zusammengefasst. Fett gedruckte Koeffizienten und t-Werte in eckigen Klammern weisen signifikante Koeffizienten aus. Darüber hinaus sind für jede Schätzung das zugehörige \bar{R}^2 , HQ-Kriterium und Spezifikationstests angegeben.

Der Niveaudummy nimmt für alle Schätzungen den Wert -0,01 mit einem t-Wert von -5,64 an. Wegen der Konstanz von a_s über alle Gleichungen wurde auf die Darstellung in Tabelle 5.5 verzichtet.

Anhand der Schätzergebnisse lässt sich erkennen, dass Modell 6 die Inflation am besten beschreibt. Das \bar{R}^2 nimmt im Vergleich den höchsten und das HQ-Kriterium den gerings-

Tabelle 5.5: Schätzergebnisse der Zwei-Säulen-Phillipskurve

Modell	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
BK(l, u)				($\infty, 8$)	($\infty, 8$)		
Δm	0,20			0,60	0,61		
	[3,35]			[7,30]	[8,37]		
BK(l, u)				($\infty, 8$)	($\infty, 8$)		
Δy	0,03			-0,51	-0,55		
	[0,42]			[-3,04]	[3,59]		
BK(l, u)		($\infty, 3$)	($\infty, 6$)			($\infty, 8$)	($\infty, 10$)
$\Delta m - \Delta y$		0,35	0,55			0,61	0,63
		[6,79]	[8,37]			[8,42]	[8,24]
BK(l, u)		(3,2)	(6,3)		(8,3)	(8,3)	(10,3)
g_{-1}	0,42	-0,26	0,59	0,34	0,54	0,54	0,54
	[2,62]	[-0,62]	[3,10]	[3,12]	[3,79]	[3,80]	[4,19]
\bar{R}^2	0,36	0,45	0,61	0,58	0,62	0,63	0,62
HQ	-6,03	-6,49	-6,85	-6,67	-6,83	-6,87	-6,85
DW	0,96	1,37	1,91	1,73	1,95	1,94	1,91
Q(4)	0,00	0,00	0,14	0,52	0,11	0,11	0,14
Q(8)	0,00	0,00	0,06	0,53	0,05	0,05	0,08
JB	0,02	0,56	0,95	0,73	0,65	0,67	0,59

Anmerkung: t -Werte in eckigen Klammern; für $Q(\cdot)$ und JB sind p -Werte angegeben; alle Gleichungen sind mit einem Niveaudentum y geschätzt: **-0,01**[5,64]; Betrachtungszeitraum 1986:1-2004:2.

ten Wert an. Die Residuen der Schätzgleichungen sind ab Modell 3 unkorreliert und normalverteilt. Darüber hinaus zeigt die Schätzprozedur (Modell 5 und 6), dass es für das jeweilige Modell keinen Unterschied macht, ob der Koeffizient des Outputwachstums frei geschätzt wird oder die Differenz zwischen Geldmengen- und Outputwachstum in die Gleichung eingeht. Ebenso ist ein Zusammenhang zwischen dem betrachteten Frequenzband des Geldmengenwachstums und der Größe des Koeffizienten erkennbar: Je enger das Frequenzband mit der Obergrenze an der Frequenz Null, desto näher liegt der geschätzte Koeffizient bei Eins.

Eine Möglichkeit, die Güte der geschätzten Modelle zu bestimmen und damit die Aufteilung der erklärenden Variablen auf unterschiedliche Frequenzbänder als hilfreiches Vorgehen zur Bestimmung der Inflation zu klassifizieren, ist die Gegenüberstellung der Residuen des jeweiligen Modells mit der gefilterten Inflationsreihe. Die Inflation wird dafür gemäß der Vorüberlegungen so gefiltert, dass alle Frequenzen, die bereits durch die erklärenden Variablen abgedeckt sind, unterdrückt werden. Beispielsweise bleiben für den konkreten Fall, in dem Schwingungen größer acht Jahre durch das adjustierte Geldmen-

Tabelle 5.6: Testregression

$BK(l_3, u_3)$ erklärende Var.	(2;0,5) e_t^2	(3;0,5) e_t^3	(3;0,5) e_t^6	(3;0,5) e_t^7
Koeffizient	0,51	0,88	0,94	0,91
t-Wert	7,11	19,01	28,57	25,64
\bar{R}^2	0,50	0,85	0,90	0,87

Anmerkung: Abhängige Variable ist die hochfrequente Inflation; Newey-West (1987) korrigierte t-Werte.

genwachstum und Schwingungen mit einer Dauer zwischen acht und drei Jahren durch das Output-Gap abgebildet werden (Modell 6), hohe Frequenzen mit einer Dauer von drei und weniger Jahren unerklärt. Demzufolge ist es interessant, auf Gleichheit der hohen Frequenzen der Inflation mit den Residuen des jeweiligen Modells zu testen. Dafür wird eine einfache Regressionsgleichung der Form

$$\Delta p_t^{(l_3, u_3)} = \theta e_t^j + \epsilon_t \quad (5.12)$$

mittels der Kleinsten-Quadrate-Methode berechnet. $\Delta p_t^{(l_3, u_3)}$ steht weiterhin für die mit den jeweiligen Cut-Off-Frequenzen gefilterte Inflation und die e_t^j für die Störterme des j-ten Modells aus Tabelle 5.5. θ ist der zu schätzende Koeffizient, der Auskunft über den Gleichlauf der beiden Zeitreihen gibt. Unter der Annahme, dass die Varianzen der Variablen identisch sind ($Var(\Delta p_t^{(l_3, u_3)}) = Var(e_t^j)$) ist θ unabhängig davon, ob der Störterm auf die Inflation regressiert wird oder umgekehrt.¹⁹ Er gibt jeweils den Korrelationskoeffizienten an. Der Koeffizient ist jeweils gegeben als Quotient der Kovarianz ($Cov(e_t^j, \Delta p_t^{(l_3, u_3)})$) und der Varianz der zu erklärenden Variable. Je näher folglich dieser bei Eins liegt, desto besser erklärt das zu e_t^j gehörende Modell die Inflation. In Gleichung (5.12) ist wegen der Zentrierung der Zeitreihen um Null keine Konstante berücksichtigt. Die Residuen ϵ_t können wegen der einfachen Struktur der Gleichung autokorreliert und nicht normalverteilt sein. Die t-Werte sind daher nach Newey und West (1987) korrigiert.

In Tabelle 5.6 lassen sich die Ergebnisse der Regressionen ablesen. Es ist deutlich erkennbar, dass die Residuen des Modells 6 am stärksten mit den hohen Frequenzen der Inflation verbunden sind. Sowohl der geschätzte Koeffizient und der t-Wert als auch das

¹⁹Es kann angenommen werden, dass die Varianzen identisch sind. Es wurden F-Tests und Bartlett-Tests auf Gleichheit der Varianzen durchgeführt (Ergebnisse siehe Tabelle B.2).

zugehörige korrigierte Bestimmtheitsmaß nehmen für das Frequenzband von anderthalb bis drei Jahren den im Vergleich größten Wert an. Wie in Abbildung B.2 zu sehen, verlaufen beide Zeitreihen mit einer Korrelation von 0,94 nahezu gleich.

Die Ergebnisse, die anhand der Zwei-Säulen-Phillipskurve ermittelt wurden, können somit bestätigt werden: Das Geldmengenwachstum liefert die beste Erklärung für die Inflation im Frequenzband zwischen acht und mehr Jahren, während das Output-Gap das Frequenzband zwischen drei und acht Jahren abbildet.

Um abschließend ein Bild über die Stabilität der geschätzten Zwei-Säulen-Phillipskurve zu erhalten, werden die rekursiven Residuen des Modells 6 berechnet. Die rekursiven Residuen des Modells 6 ohne Niveaudummy dienen jeweils zum Vergleich. Zur Berechnung werden die erklärenden Variablen in einem Vektor x und die zugehörigen Koeffizienten in einem Vektor β zusammengefasst. Die Koeffizienten werden dann zunächst mit den k ersten Beobachtungen ($t = 1, \dots, k$) geschätzt. Darauf folgend wird der Datenumfang sukzessive um Eins erhöht und die Koeffizienten werden jeweils neu geschätzt. Der Vorgang endet, wenn im letzten Schritt alle T Beobachtungen für die Schätzung der Parameter einbezogen sind. Es stehen dann $T - k + 1$ Schätzungen der Parameter zur Verfügung. Jede dieser Schätzungen kann zur Prognose des folgenden Wertes der abhängigen Variablen benutzt werden. Der zugehörige normierte Ein-Schritt-Prognosefehler wird als rekursives Residuum bezeichnet. Formal lassen sich die rekursiven Residuen schreiben als

$$\omega_r = \frac{y_r - x_r' \hat{\beta}_{r-1}}{\sqrt{1 + x_r' (X_{r-1}' X_{r-1})^{-1} x_r}}, \quad (5.13)$$

mit $r = k + 1, \dots, T$ und $X_{r-1}' := (x_1, \dots, x_{r-1})$. Es lässt sich zeigen, dass unter der Nullhypothese (stabile Parameter) die normierten Prognosefehler unabhängig voneinander mit Erwartungswert Null und konstanter Varianz verteilt sind. Parameterinstabilität, z.B. durch einen Strukturbruch, sollte durch einen Anstieg des Prognosefehlers erkennbar sein. Rekursive Residuen außerhalb des ± 2 -Standardfehlerbandes deuten auf Ausreißer oder Instabilität hin (Lütkepohl 2005, S. 184ff.). Abbildung 5.4 zeigt die Folge der rekursiven Residuen und die ± 2 -Standardfehlerbänder für das Modell 6 mit und ohne Dummy.

Auf den rekursiven Residuen basieren nach Brown et al. (1975) weitere Stabilitätstests. Einer davon ist der CUSUM of squares (CUSUM2-) Test. Dieser berechnet sich nach

folgender Teststatistik:

$$S_r = \frac{\sum_{j=k+1}^r \omega_j^2}{\sum_{j=k+1}^T \omega_j^2}. \quad (5.14)$$

Mit $E(S_r) = (r - k)/(T - k)$ ist der Erwartungswert von S_r unter der Nullhypothese konstanter Parameter gegeben. Der Erwartungswert nimmt Werte von Null für $r = k$ bis Eins für $r = T$ an. Konfidenzbänder werden dann als parallele Linien um den Erwartungswert gezeichnet. In Brown et al. (1975) ist eine Tabelle mit den Signifikanzbändern zu finden. Bewegungen von S_r außerhalb der Bänder deuten auf Parameterinstabilität hin. In Abbildung 5.5 sind die CUSUM2-Tests mit den 5-Prozent-Konfidenzbändern abgedruckt.

Die Rekursiven Residuen des Modells mit Dummy liegen bis auf einen Ausreißer im vierten Quartal 1990 innerhalb des ± 2 -Standardfehler-Intervalls. Im Gegensatz dazu ist gut ersichtlich, dass die rekursiven Residuen des Modells ohne Dummy ab dem ersten Quartal 1999 die Signifikanzbänder verlassen. Ähnlich verhält es sich mit dem CUSUM2-Test. Während für das Modell mit Dummy die Testwerte über den gesamten Zeitraum innerhalb des 5-Prozent-Signifikanzbandes verlaufen, sind ab dem ersten Quartal 1999 im Modell ohne Dummy Ausreißer zu beobachten. Daraus lässt sich schlussfolgern, dass die Einbindung des Niveaudummys ab 1999 notwendig ist, da nur so die Hypothese stabiler Koeffizienten auf dem 5-Prozent-Niveau nicht abgelehnt werden kann.

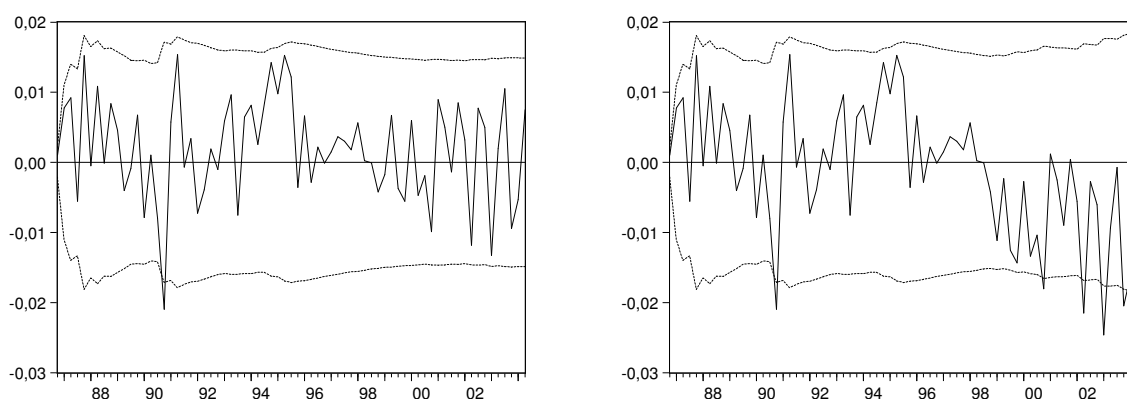


Abbildung 5.4: Rekursive Residuen der Gleichung mit Niveaudummy (links) und ohne Niveaudummy (rechts); gestrichelte Linien ± 2 -Standardfehler.

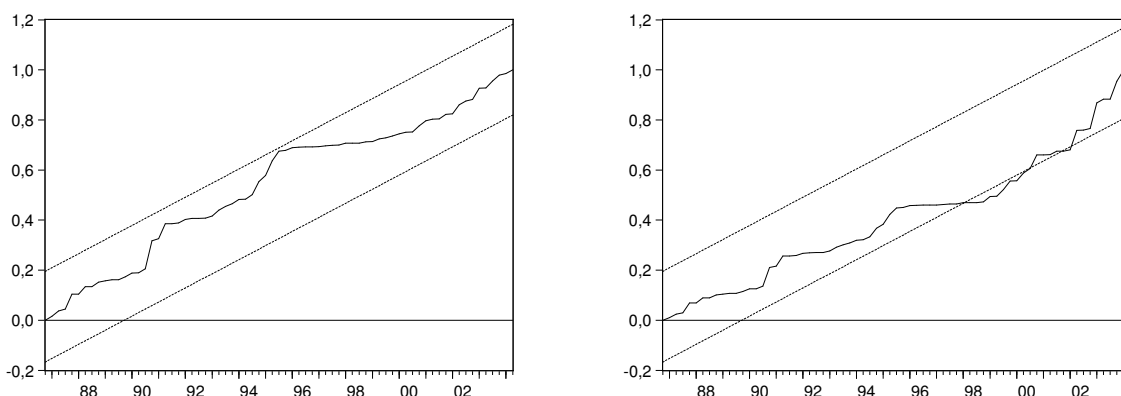


Abbildung 5.5: CUSUM2 mit Niveaudummy (links) und ohne Niveaudummy (rechts); gestrichelte Linien 5-Prozent-Signifikanzbänder gemäß Brown et al. (1975).

5.2.3 Auswertung und Vergleich mit aktuellen Studien

Die Analysen der Zwei-Säulen-Phillipskurve haben gezeigt, dass die Inflation auf unterschiedliche Frequenzbänder aufgeteilt und erklärt werden kann. Die theoretischen Vorüberlegungen wurden bestätigt: Während das Geldmengenwachstum bzw. das adjustierte Geldmengenwachstum die Trendkomponente beschreibt, erfasst das Output-Gap höhere Frequenzen. Das Modell mit der größten Erklärungskraft lässt dabei Rückschlüsse auf die zugehörigen Frequenzbänder zu.

Die untere Cut-off-Frequenz der Trendkomponente wurde mit $\lambda_{u_1} = 0,031$ bzw. acht Jahren identifiziert. Damit liegt sie genau auf der Frequenz, die auch Greiber und Neumann (2004) ermitteln. Im Unterschied dazu liegt nach Assenmacher-Wesche und Gerlach (2007) die Untergrenze der Trendkomponente bei fünf Jahren. Diese Diskrepanz kann durch eine weitere erklärende Variable für die glatte Komponente hervorgerufen werden. Neben dem Geldmengen- und Outputwachstum beziehen die Autoren Zinsveränderungen mit ein. Zusätzlich können unterschiedliche Schätzmethoden zu abweichenden Ergebnissen führen. Diese sind auch an der Höhe der geschätzten Koeffizienten erkennbar. Assenmacher-Wesche und Gerlach (2007) erhalten mit 0,89 und -0,97 gemäß der Quantitätstheorie Koeffizienten für das Geldmengen- und Outputwachstum von nahe Eins bzw. minus Eins. Demgegenüber sind die hier frei geschätzten signifikanten Koeffizienten von 0,61 für das Geldmengenwachstum und -0,55 für das Outputwachstum (Modell 5) zwar im Vergleich untereinander ähnlich groß, jedoch deutlich verschieden von Eins. Allerdings

liegen die Koeffizienten in der Nähe derer, die Greiber und Neumann (2004) ermitteln. Ein eindeutiger Zusammenhang ist in beiden Studien und den hier ermittelten Ergebnissen zwischen der unteren Cut-off-Frequenz und der Größe der Koeffizienten zu finden. So steigt mit sinkender Frequenz der Koeffizient des (adjustierten) Geldmengenwachstums. Daraus lässt sich schlussfolgern: Je glatter die Trendkomponente modelliert ist, desto eher ist die Gültigkeit des Eins-zu-eins-Zusammenhangs zwischen Inflation und Geldmengenwachstum gemäß der Quantitätstheorie nachweisbar.

Das zweite Frequenzband der Phillipskurve liegt mit den Cut-off-Frequenzen zwischen 0,031 und 0,083 bzw. acht und drei Jahren im konjunkturellen Bereich. Anhand der Schätzungen ist deutlich erkennbar, dass die Filterung des Output-Gaps den Erklärungsgehalt der jeweiligen Gleichung erhöht. Damit unterscheidet sich die hier getroffene Modellierung von den beiden Vergleichsstudien. Während Assenmacher-Wesche und Gerlach (2007) das Output-Gap nur für den Bereich ab anderthalb Jahren filtern, nutzen Greiber und Neumann (2004) die ungefilterte Zeitreihe. In beiden Studien wird über alle Schätzgleichungen das Output-Gap nicht angepasst. Die so geschätzten Koeffizienten stimmen nur durch das gemeinsame positive Vorzeichen mit den hier erzielten Ergebnissen überein. In Greiber und Neumann (2004) ist das Output-Gap in den Schätzungen insignifikant. Die Insignifikanz kann durch zusätzliche erklärende Variablen für die hohen Frequenzen hervorgerufen sein. So beschreiben neben dem Output-Gap verzögert endogene Variablen und die zeitgleiche Veränderung des Ölpreises die hohen Frequenzen der Inflation. Assenmacher-Wesche und Gerlach (2007) fügen zwar ebenso neben Wechselkursen und Importpreisen Ölpreisveränderungen in die Schätzgleichung ein, differenzieren jedoch zwischen den jeweils erklärten Frequenzbändern und erhalten auf diese Weise signifikante Einflüsse.

Die hier ermittelten Ergebnisse bezüglich der hohen Frequenzen können so interpretiert werden, dass eine weitere Aufteilung in eine konjunkturelle, eine saisonale und eine irreguläre Komponente möglich ist. Während die konjunkturelle Komponente durch das gefilterte Output-Gap beschrieben wird, sind wegen der Saisonbereinigung der Inflation keine Variablen zur Beschreibung der saisonalen Komponente notwendig. Die irreguläre Komponente wird dann durch den Störterm erfasst und nimmt, wie gezeigt wurde, die üblichen Eigenschaften (normalverteilt und unkorreliert) an.

Die unterschiedlichen Modellierungen führen zu unterschiedlichen Erklärungseigenschaften der Phillipskurven. Während Greiber und Neumann (2004) ein Bestimmtheitsmaß von 0,94 für ihr Modell mit Ölpreisveränderungen ermitteln, weisen Assenmacher-Wesche und Gerlach (2007) für das Modell mit gefilterten Ölpreisveränderungen ein korrigiertes Bestimmtheitsmaß von 0,78 aus. Vor dem Hintergrund des hier sparsam parametrisierten Modells, das heißt ohne zusätzlich erklärende Variablen für kurzfristige Inflationsentwicklungen, erscheint der ermittelte Wert von 0,63 relativ gut.

Im Vergleich untereinander ist die Variation der korrigierten Bestimmtheitsmaße der Modelle drei bis sieben (Tabelle 5.5) relativ gering. Die Schlussfolgerung liegt nahe, dass die Filterung der erklärenden Variablen allgemein zu besseren Ergebnissen gegenüber der ungefilterten Modellierung führt, die exakte Wahl der jeweiligen Frequenzbänder allerdings nur einen geringfügigen Einfluss auf die Erklärung des Modells hat. Insofern ließe sich das ermittelte Frequenzband des Geldmengenwachstums von acht und mehr Jahren auf eines zwischen ca. sechs und mehr Jahren verallgemeinern. Eine Ursache für die sehr ähnlichen Ergebnisse der unterschiedlichen Frequenzbänder kann darin liegen, dass der BK-Filter die jeweils gewählten Frequenzbänder nicht trennschärf filtert und Frequenzen, die idealerweise unterdrückt werden sollten, durchsickern.²⁰

5.3 Zusammenführung der Ergebnisse

Die Analysen im Zeitbereich haben gezeigt, dass Inflation und Geldmengenwachstum nicht nur an der Frequenz Null miteinander verbunden sind, sondern dass sich dieser Zusammenhang auf weitere Frequenzbänder ausweiten lässt. Es ist möglich, die Ergebnisse der VECM-Schätzung mittels der Zwei-Säulen-Phillipskurve zu ergänzen.

Der von Assenmacher-Wesche und Gerlach (2006) gefundene Zusammenhang zwischen der unteren Cut-off-Frequenz der Trendkomponente und dem Bestimmtheitsmaß kann bestätigt werden. Demnach steigt das Bestimmtheitsmaß mit fallender Cut-off-Frequenz bis zu seinem Maximum und sinkt durch weitere Verengung des Frequenzbandes wieder. Daraus lässt sich schlussfolgern, dass an der Frequenz Null zwar ein Zusammenhang

²⁰Siehe dazu die Gain-Funktion des BK-Filters für zwei ausgewählte Frequenzbänder in Abbildung B.1; zum sogenannten Leakage-Problem siehe Koopmans (1974, S. 185).

zwischen Inflation und (adjustierten) Geldmengenwachstum besteht, die Zwei-Säulen-Phillipskurve dort allerdings mindestens eine geringere Erklärungskraft besitzt.²¹ Die Filterung der erklärenden Variablen führt folglich im Zwei-Säulen-Kontext zu eindeutig verbesserten Schätzergebnissen.

Darüber hinaus sind die so ermittelten Ergebnisse über den Betrachtungszeitraum stabil. Allerdings lässt sich diese Stabilität nicht mit Sicherheit auf die vergangenen drei Jahre ab 2004 beziehen. Durch die Filterung der Daten entsteht ein entscheidender Nachteil. Die Verwendung des symmetrischen Filters führt zu einem bedeutenden Datenverlust am aktuellen Rand. Folglich ist es nicht möglich, aktuelle Entwicklungen der Geldmengenwachstumsraten adäquat in der geschätzten Zwei-Säulen-Phillipskurve zu berücksichtigen. Der geschätzte Zusammenhang kann daher stabil sein, gleich wenn ein Strukturbruch zwischen Inflation und Geldmengenwachstum nach 2004 nachgewiesen werden könnte. Eine Andeutung eines solchen Strukturbruchs kann anhand des Kointegrationsgraphen (Abbildung A.1) identifiziert werden. So können ab 2004 relativ persistente Abweichungen von der Nulllinie auf eine Instabilität der Kointegrationsbeziehung hinweisen. Jedoch ist eine Abweichung von ca. 14 Datenpunkten im Verhältnis zum Stichprobenumfang zu gering, um eindeutige Rückschlüsse zu treffen. Eine weitere Möglichkeit besteht darin, dass die Abweichung nur vorübergehend ist: Die Rückkehr zur Gleichgewichtsbeziehung zwischen Inflation und Geldmengenwachstum sich nach den hier ermittelten Zusammenhängen einstellt.

Insgesamt sind die erzielten Ergebnisse untereinander konsistent. Der frei geschätzte Koeffizient des Geldmengenwachstums innerhalb der Kointegrationsbeziehung im Vergleich mit dem der Zwei-Säulen-Phillipskurve nimmt nahezu gleiche Werte an. Die Schätzung des VECMs und die Einbeziehung der gefilterten Variablen in die Zwei-Säulen-Phillipskurve bieten somit alternative Ansätze, die im Bezug auf den Zusammenhang von Inflation und Geldmengenwachstum die Bedeutung niedriger Frequenzen aufdecken.

²¹Im Anhang B.3 wurde diese Überlegung überprüft. Dazu wurde das Output-Gap als ungefilterte exogene Variable in das Fehler-Korrektur-Modell der Inflation einbezogen. Die Koeffizienten des Fehler-Korrektur-Modells im Vergleich zum geschätzten VECM im Kapitel 5.1 nehmen fast identische Werte an. Der Koeffizient des zusätzlich einbezogenen Output-Gaps ist hingegen insignifikant.

Kapitel 6

Fazit

In dieser Arbeit wurde der Zusammenhang von Inflation und Geldmengenwachstum an verschiedenen Frequenzen untersucht. Mit einem Datensatz von 1983 bis 2007 für den Euroraum ließ sich der Zusammenhang beider Variablen identifizieren.

Zunächst wurden im Frequenzbereich hohe und niedrige Frequenzen auf ihre Bedeutung untersucht. Niedrige Frequenzen größer fünf Jahre wiesen dabei den stärksten Zusammenhang aus. Auf der Grundlage dieser Information wurde ein VECM geschätzt, um den Gleichlauf beider Zeitreihen an der Frequenz Null zu überprüfen. Das Ergebnis weist eine Kointegrationsbeziehung zwischen Inflation und Geldmengenwachstum aus. Gemäß der Quantitätstheorie folgen beide Variablen in der langen Frist einem Eins-zu-eins-Zusammenhang. Anhand des VECMs berechnete Impuls-Antwort-Folgen und Varianzzerlegungen weisen darauf hin, dass Schocks im Geldmengenwachstum sich nicht zeitgleich in der Inflation niederschlagen, sondern erst im Zeitverlauf ihren vollen Einfluss entwickeln. Je nach Restriktion des Modells liegt die Anpassung zwischen vier und acht Jahren. Abschließend wurden unterschiedliche Frequenzbänder auf der Grundlage der Zwei-Säulen-Phillipskurve untersucht. Es ließ sich die Gültigkeit der Zwei-Säulen-Strategie der EZB bestätigen. Demnach beschreibt die Trendkomponente des Geldmengenwachstums, mit acht und mehr Jahren, langfristige Inflationsentwicklungen (monetären Säule), während in der kürzeren Frist, mit Schwingungen zwischen drei und acht Jahren, das Output-Gap ein guter Indikator für die Inflation ist (ökonomische Analyse). Die Bedeutung des Geldmengenwachstums für die Inflation in der langen Frist ist somit anhand der durchgeführten

Untersuchungen eindeutig nachweisbar und über den Betrachtungszeitraum stabil.

Auch wenn die erzielten Ergebnisse isoliert betrachtet eindeutig für eine stärkere Gewichtung des Geldmengenwachstums sprechen, wurde in dieser Arbeit ein entscheidender Punkt nicht untersucht. Zwar beschreibt die geschätzte Zwei-Säulen-Phillipskurve die Inflationsentwicklung relativ gut, jedoch eignet sie sich mit der hier gewählten Modellierung nicht für Prognosen. Die Ursachen liegen in dem zeitgleich einbezogenen adjustierten Geldmengenwachstum und der verwendeten Filtermethode. Während die zeitliche Verzögerung ein relativ geringes Problem darstellen sollte, da glatte Komponenten sich über den Zeitverlauf in der Regel nur sehr langsam verändern, stellt die Filterung der Daten ein wesentlich größeres Problem dar. Hier müsste zwischen Verzerrungen durch Prognosen des Geldmengenwachstums und Verzerrungen durch einseitige Filter abgewägt werden. Eine Möglichkeit für zukünftige Forschungsbeiträge liegt folglich darin, die Prognosegüte unterschiedlich modellierter Phillipskurven zu überprüfen.

Für die Diskussion über die Zwei-Säulen-Strategie der EZB lassen sich zwei Möglichkeiten ableiten. Wie gezeigt, führt zum einen ein über mehrere Perioden anhaltendes relativ starkes Geldmengenwachstum zu höherer Inflation. Um Perioden mit hoher Inflation früh genug erkennen und abwenden zu können, kann der eindeutige Zusammenhang als Grund dafür gewertet werden, dem Geldmengenwachstum eine exponierte Stellung in der Analyse zukommen zu lassen. Die Säule der monetären Analyse hätte demnach ihre Berechtigung. Zum anderen kann argumentiert werden, dass in der Praxis das Geldmengenwachstum für die Zinssetzung nur eine untergeordnete Rolle spielt. Dies kommt daher, dass ein explizites Geldmengenziel von der EZB nicht verfolgt wird und die geringe Gewichtung durch zunehmend kurzfristig orientierte Politikentscheidungen zustande kommt. Gelingt es, in der kurzen Frist die Inflation im Zielkorridor bei zwei Prozent zu stabilisieren, gilt dies auch für die lange Frist. Die Konsequenz läge also nahe, die zwei Säulen zu einer zu vereinen.

Die vorliegenden Analysen können einen Anhaltspunkt dafür liefern, welchen Beitrag das Geldmengenwachstum für die Inflation liefert. Welche Gewichtung jedoch monetäre Indikatoren für die Zinssetzung haben, ist allein eine politische Frage. Je stärker die Gewichtung der Geldmenge, desto längerfristiger ist die Orientierung der Zentralbank und

desto eher müssen kurzfristige Abweichungen vom Zielkorridor in Kauf genommen werden.

Mit Sicherheit wird die Diskussion auch in Zukunft weiter geführt werden. Damit bleibt es interessant, den Zusammenhang zwischen Inflation und Geldmengenwachstum mit aktuellen Daten zu überprüfen. Es ist abzuwarten, ob die in den vergangenen Quartalen starken Wachstumsraten der Geldmenge nur kurzfristige Erscheinungen sind, oder eine ernst zu nehmende Gefahr für die Preisstabilität bedeuten. Sollte das starke Wachstum anhalten und die Inflation gemäß des Friedmanschen Zusammenhangs in Zukunft deutlich oberhalb von zwei Prozent liegen, müsste die monetäre Säule an Zuspruch gewinnen.

Literaturverzeichnis

- [1] Ahn, S. & Reinsel, G. (1990), *Estimation for Partially Nonstationary Multivariate Autoregressive Models*, Journal of the American Statistical Association 85, 813-823.
- [2] Assenmacher-Wesche, Katrin & Gerlach, Stefan (2006), *Interpreting Euro Area Inflation at High and Low Frequencies*, BIS Working Papers No 195.
- [3] Assenmacher-Wesche, Katrin & Gerlach, Stefan (2007), *Understanding the Link between Money Growth and Inflation in the Euro Area*, in: „The Travails of the Eurozone“, edited by Cobham, David P., Palgrave Macmillan, 10-39.
- [4] Azevedo, Joao V. (2007), *Interpretation of the Effects of Filtering Integrated Time Series*, Banco de Portugal, Working Paper 12/2007.
- [5] Baxter, Marianne & King, Robert G. (1999), *Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series*, The Review of Economics and Statistics 81, 575-593.
- [6] Begg, David & Canova, Fabio & de Grauwe, Paul & Fatás, Antonio & Lane, Philip R. (2002), *Surviving the Slowdown - Monitoring the European Central Bank 4*, Center for Economic Policy Research, London.
- [7] Brand, Claus & Cassola, Nuno (2000), *A Money Demand System for Euro Area M3*, EZB Working Paper No 39.
- [8] Brown, Robert L. & Durbin, James & Evans, John M. (1975), *Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time*, Journal of the Royal Statistical Society, Series B 37, 149-192.
- [9] Brüggemann, R. & Lütkepohl, H. (2004), *Practical Problems with Reduced Rank ML Estimators for Cointegration Parameters and a Simple Alternative*, EUI Working Paper ECO No. 2004/20.
- [10] Carstensen, Kai (2006), *Stock Market Downturn and the Stability of European Monetary Union Money Demand*, Journal of Business & Economic Statistics 25, 395-402.
- [11] Carstensen, Kai (2007), *Is core money growth a good and stable inflation predictor in the euro area?*, Kiel Institute for the World Economy, Working Paper No 1318.
- [12] Coenen, Günther & Vega, Juan-Luis (2001), *The Demand for M3 in the Euro Area*, Journal of Applied Econometrics 16, 727-748.

- [13] Dewald, William G. & Haug, Alfred A. (2004), *Long-Term Effects of Monetary Growth on Real and Nominal Variables, Major Industrial Countries, 1880-2001*, ECB Working Paper Series No 382.
- [14] Dreger, Christian & Wolters, Jürgen (2006), *Investigating M3 Money Demand in the Euro Area - New Evidence Based on Standard Models*, DIW Berlin Discussion Paper 561.
- [15] ECB (2003), *The Outcome of the ECB's evaluations of its Monetary Policy Strategy*, June Monthly Bulletin, 79-92.
- [16] ECB (2004), *The Monetary Policy of the ECB*, Frankfurt: European Central Bank.
- [17] Enders, Walter (2004), *Applied Econometric Time Series*, 2nd ed., Wiley, New York.
- [18] Friedman, Milton (1963), *Inflation: Causes and Consequences*, in: „Dollars and Deficits: Living with America's Economic Problems“, ed. Friedman, Milton & Englewood, Cliffs, Prentice-Hall, New Jersey, 21-71.
- [19] Gerlach, Stefan (2002), *The ECB's two Pillars*, Hong Kong Institute for Monetary Research, Working Paper 27/10/2002.
- [20] Gerlach, Stefan (2003), *The two Pillars of the European Central Bank*, Economic Policy 40, 391-439.
- [21] Gerlach, Stefan & Svensson, Lars E.O. (2003), *Money and Inflation in the Euro Area: A Case for Monetary Indicators*, Journal of Monetary Economics 50, 1649-1672.
- [22] Granger, Clive W.J. & Hatanaka, Michio (1964), *Spectral Analysis of Econometric Time Series*, Princeton University Press, Princeton.
- [23] Granger, Clive W.J. (1966), *The Typical Spectral Shape of an Economic Variable*, Econometrica 34, 150-161.
- [24] de Grauwe, Paul & Polan, Magdalena (2005), *Is Inflation Always and Everywhere a Monetary Phenomenon?*, Scandinavian Journal of Economics 107, 239-259.
- [25] Greiber, Claus & Neumann, Manfred J.M. (2004), *Inflation and Core Money Growth in the Euro Area*, Bundesbank Discussion Paper No 36/2004.
- [26] Greiber, Claus & Lemke, Wolfgang (2005), *Money Demand and Macroeconomic Uncertainty*, Deutsche Bundesbank Discussion Paper No 26/2005.
- [27] Hall, Peter (1992), *The Bootstrap and Edgeworth Expansion*, Springer, New York.
- [28] Hallman, Jeffrey J. & Porter, Richard D. & Small, David H. (1991), *Is the Price Level Tied to the M2 Monetary Aggregate in the Long Run?*, The American Economic Review 81, 841-858.
- [29] Hatanaka, Michio & Suzuki, Mitsuo (1967), *A Theory of the Pseudospectrum and its Application to Nonstationary Dynamic Econometric Models*, in: „Essays in Mathematical Economics in Honor of Oskar Morgenstern“ edited by Shubik, Martin, Princeton University Press, Princeton, 443-446.

- [30] Iacobucci, Alessandra & Noullez, Alain (2005), *A Frequency Selective Filter for Short-Length Time Series*, Computational Economics 25, 75-102.
- [31] Kaufmann, Sylvia & Kugler, Peter (2006), *Does Money Matter for Inflation in the Euro Area?*, Oesterreichische Nationalbank, Working Paper 103.
- [32] Kaufmann (2007), *Zusammenhang zwischen M3-Wachstum und Inflation im Euroraum - Ein ökonometrisches Modell zur Erstellung bedingter Inflationsprognosen*, Oesterreichische Nationalbank.
- [33] King, Mervyn A. (2002), *No Money - No Inflation*, Bank of England Quarterly Bulletin, Summer 2002, 162-177.
- [34] Kirchgässner, Gebhard & Wolters, Jürgen (2006), *Einführung in die moderne Zeitreihenanalyse*, Vahlen, München.
- [35] König, Heinz & Wolters, Jürgen (1972), *Einführung in die Spektralanalyse ökonomischer Zeitreihen*, Anton Hain, Meisenheim am Glan.
- [36] Koopmans, Lambert H. (1974), *The Spectral Analysis of Time Series*, Academic Press, New York.
- [37] Lütkepohl, Helmut (2005), *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer, Berlin.
- [38] Newey, Whitney & West, Kenneth (1987), *A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix*, Econometrica 55, 703-708.
- [39] Osterwald-Lenum, Michael (1992), *A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics*, Oxford Bulletin of Economics & Statistics 55, 461-472.
- [40] Rudd, Jeremy & Whelan, Kars (2007), *Modelling Inflation Dynamics: A Critical Review of Recent Research*, Journal of Money, Credit and Banking 39,155-170.
- [41] Svensson, Lars E.O. (2000), *Does the P* Model Provide any Rationale for Monetary Targeting?*, German Economic Review 1, 69-81.
- [42] Tödter, Karl-Heinz & Reimers, Hans-Eggert (1994), *P-Star as a Link Between Money and Prices in Germany*, Weltwirtschaftliches Archiv 130, 273-289.
- [43] Tödter, Karl-Heinz (2002a), *Exponential smoothing as an Alternative to the Hodrick-Prescott Filter?*, in: „Contributions to Modern Econometrics - From Data Analysis to Economic Policy“ edited by Klein, Ingo & Mittnik, Stefan, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
- [44] Tödter, Karl-Heinz (2002b), *Monetary Indicators and Policy Rules in the P-Star Model*, Deutsche Bundesbank Discussion Paper No 18/2002.
- [45] Trecroci, Carmine & Vega, Juan-Luis (2002), *The Information Content of M3 for Future Inflation in the Euro Area*, Weltwirtschaftliches Archiv 138.
- [46] Walsh, Carl E. (2003), *Monetary Theory and Policy*, 2nd ed., The MIT Press, London.
- [47] Woodford, Michael (2007), *How Important is Money in the Conduct of Monetary Policy?*, NBER Working Paper No 13325.

Anhang A

Bezug Kapitel 5.1

A.1 Abbildungen zum VECM

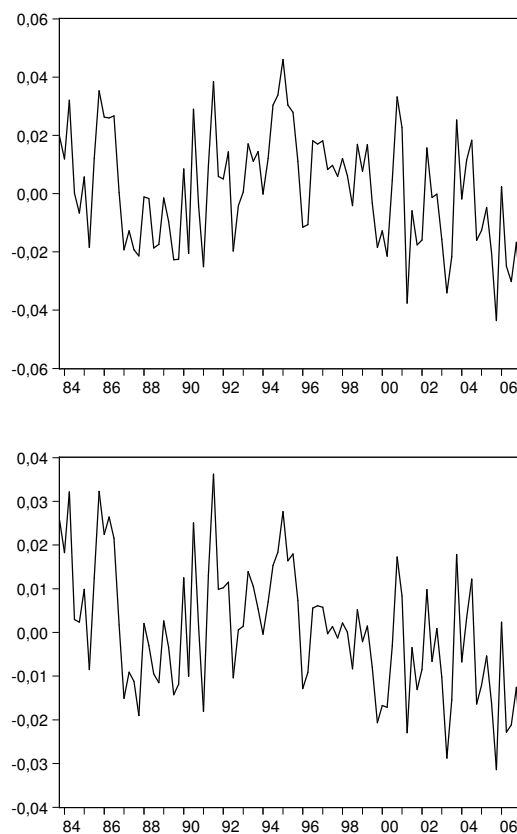


Abbildung A.1: Kointegrationsgraph des restringierten Modells (oben) und des unrestringierten Modells (unten).

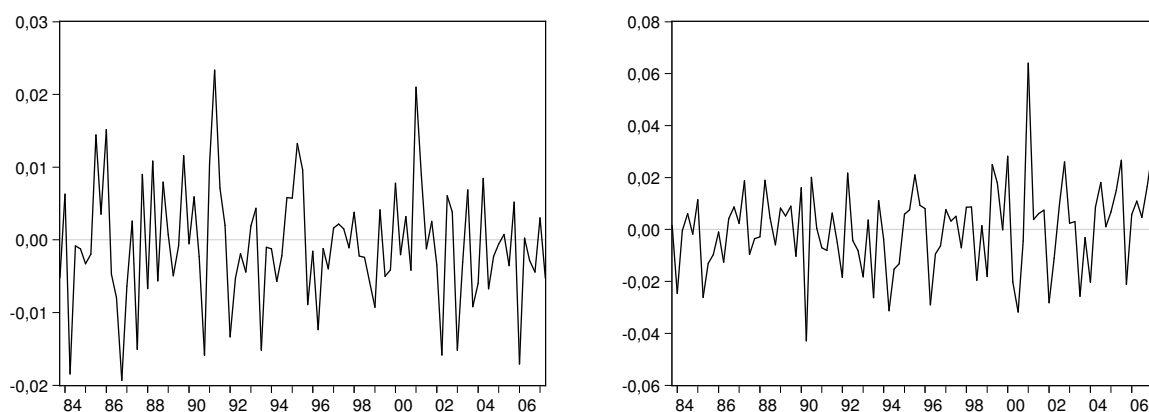


Abbildung A.2: Residuen der Inflationsgleichung (links) und Geldmengenwachstums-
gleichung (rechts); restringiertes Modell.

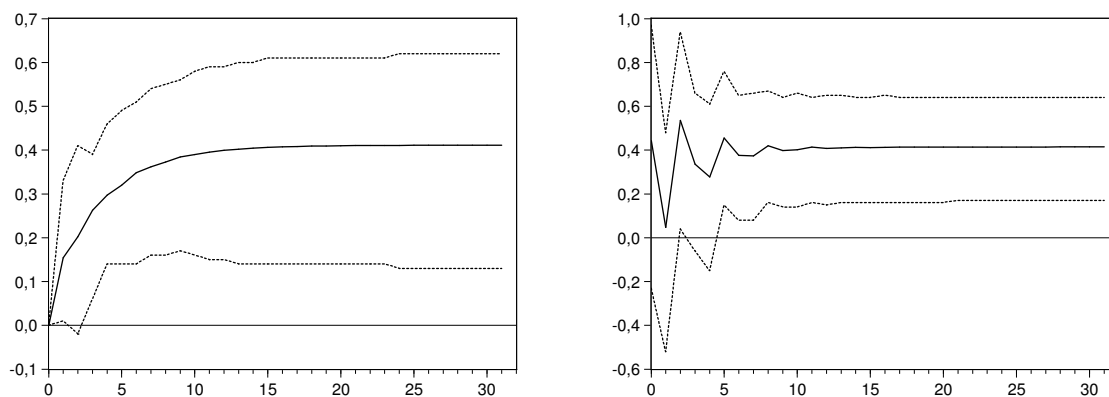


Abbildung A.3: Impuls-Antwort-Funktion Geldmengenwachstum auf Inflation (links),
Inflation auf Geldmengenwachstum (rechts); unrestringiertes Modell; gestrichelte Linien:
Bootstrap 95% Konfidenzintervall nach Hall (1992); y-Achse in 10^{-2} Einheiten.

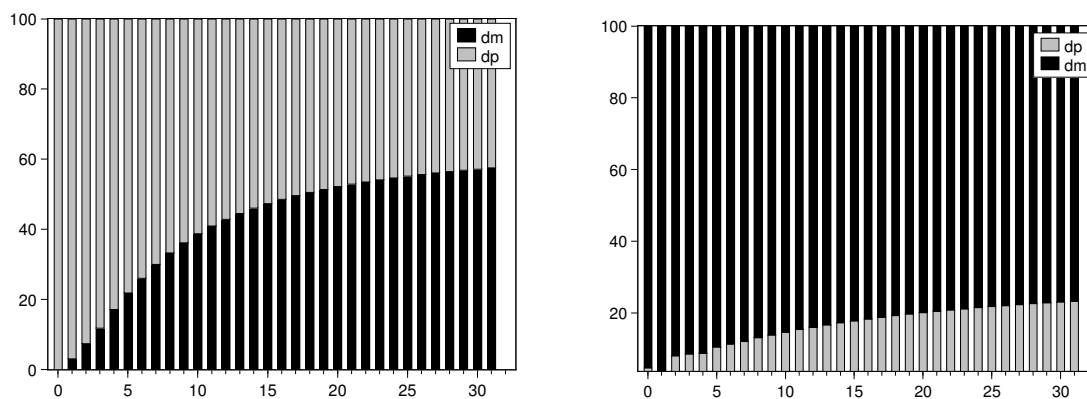


Abbildung A.4: Varianzdekomposition von Inflation (links) und Geldmengenwachstum
(rechts) nach Quartalen; unrestringiertes Modell; y-Achse in Prozent der Gesamtvarianz.

A.2 Vergleich ML- und S2S-Methode

Wie von Brüggemann und Lütkepohl (2004) in Simulationsstudien gezeigt, können bei bestimmter Beschaffenheit der Daten die ML-Schätzer stark verzerrt sein. Es gilt der Zusammenhang: Je kleiner die Datenmenge, desto wahrscheinlicher sind extreme Ausreißer. Um einen Eindruck davon zu erhalten, ob dieses Problem auch bei den im Kapitel 5.1 durchgeführten Schätzungen auftritt, sind in Tabelle A.1 die Ergebnisse der ML-Methode und der von Ahn und Reinsel (1990) vorgeschlagenen und häufig als Alternative genannten S2S- (Simple-Two-Stepp-) Methode aufgeführt. Anhand der Log-Likelihood-Werte sind keine wesentlichen Abweichungen festzustellen.

Tabelle A.1: VECM REPRESENTATION: Vergleich Johansen und S2S

estimation procedure:	Johansen approach		S2S approach	
endogenous variables:	$\Delta p \Delta m$		$\Delta p \Delta m$	
exogenous variables:	-		-	
deterministic variables:	-		-	
endogenous lags (diffs):	2		2	
exogenous lags:	0		0	
sample range:	[1983 Q4, 2007 Q2], T = 95		[1983 Q4, 2007 Q2], T = 95	
Kointegrationsbeziehung (ec)				
Δp_{t-1}	1		1	
Δm_{t-1}	-0,69		-0,56	
t-Wert	[-4,32]		[-3,68]	
p-Wert	0,00		0,00	
Ladungsparameter				
	$\Delta^2 p$	$\Delta^2 m$	$\Delta^2 p$	$\Delta^2 m$
ec_{t-1}	-0,24	0,27	-0,29	0,08
t-Wert	[-3,45]	[1,59]	[-3,78]	[0,43]
p-Wert	0,00	0,11	0,00	0,67
verzögerte Differenzen				
	$\Delta^2 p$	$\Delta^2 m$	$\Delta^2 p$	$\Delta^2 m$
$\Delta^2 p_{t-1}$	-0,55	-0,49	-0,52	-0,36
t-Wert	[-5,74]	[-2,09]	[-5,33]	[-1,56]
p-Wert	0,00	0,04	0,00	0,12
$\Delta^2 m_{t-1}$	-0,09	-0,29	-0,04	-0,20
t-Wert	[-1,63]	[-2,78]	[-1,13]	[-1,51]
p-Wert	0,10	0,02	0,26	0,13
$\Delta^2 p_{t-2}$	-0,33	0,12	-0,32	0,15
t-Wert	[-3,63]	[0,55]	[-3,59]	[0,70]
p-Wert	0,00	0,59	0,00	0,49
$\Delta^2 m_{t-2}$	-0,04	-0,18	-0,03	-0,13
t-Wert	[-0,93]	[-1,65]	[-0,64]	[-1,20]
p-Wert	0,35	0,10	0,52	0,23
Log Likelihood	5,57e+02		5,60e+02	
det(Cov)	2,44e-08		2,28e-08	

Anhang B

Bezug Kapitel 5.2

B.1 Filterfunktionen und -gewichte

Baxter-und-King-Filter: Gain und Gewichte

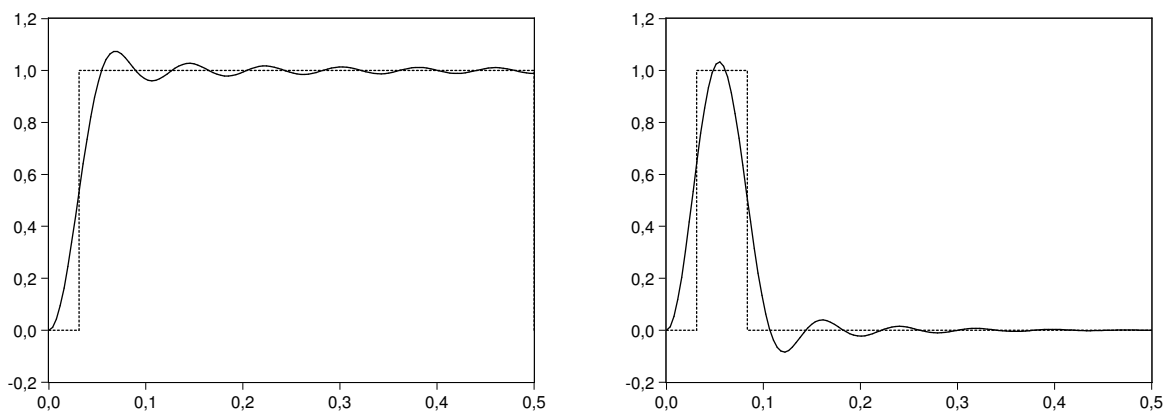


Abbildung B.1: Gain-Funktion mit BK(8;0,5) (links) und BK(8,3) (rechts) an jeder Frequenz f ; gestrichelte Linie: idealer Filter.

Tabelle B.1: Filtergewichte

j	0	1	2	3	4	5	6
BK(8;3)	0,113	0,106	0,086	0,056	0,021	-0,012	-0,040
BK(8;0,5)	0,943	-0,057	-0,056	-0,054	-0,051	-0,048	-0,044
j	7	8	9	10	11	12	
BK(8;3)	-0,059	-0,065	-0,061	-0,048	-0,030	0,01	
BK(8;0,5)	-0,040	-0,035	-0,030	-0,024	-0,019	-0,014	

Anmerkung: Gewichte sind symmetrisch, es sind nur die Gewichte der j zukünftigen Werte angegeben

B.2 Tests auf Gleichheit der Varianzen

Um Aussagen über den Gleichlauf der hochfrequenten Inflation mit den Residuen der Zwei-Säulen-Phillipskurve treffen zu können, wird hier überprüft, ob davon ausgegangen werden kann, dass beide Zeitreihen die gleiche Varianz besitzen. Ein erster Eindruck lässt sich anhand von Abbildung B.2 gewinnen.

1. **F-Test:** Die Teststatistik ist gegeben durch den Quotienten aus den Varianzen. Die größere der beiden Varianzen steht dabei im Zähler. Die Teststatistik folgt einer F-Verteilung mit $T - 1$ Freiheitsgraden. Unter der Nullhypothese sind beide Varianzen identisch.
2. **Bartlett-Test:** Dieser Test vergleicht die Logarithmen der gewichteten durchschnittlichen Varianz mit der gewichteten Summe der logarithmierten Varianzen. Unter der Nullhypothese sind die Varianzen gleich, die Teststatistik folgt einer χ^2 -Verteilung mit $T - 1$ Freiheitsgraden.

Tabelle B.2: Tests auf Gleichheit der Varianzen

	$\Delta p_t^{(2;0,5)}, e_t^2$	$\Delta p_t^{(3;0,5)}, e_t^3$	$\Delta p_t^{(3;0,5)}, e_t^6$	$\Delta p_t^{(3;0,5)}, e_t^7$
F-test	1,90	1,03	1,03	1,02
p-Wert	0,01	0,91	0,89	0,95
Bartlett	7,35	0,01	0,02	0,00
p-Wert	0,01	0,91	0,90	0,94

Anmerkung: Unter der jeweiligen Nullhypothese sind die Varianzen identisch

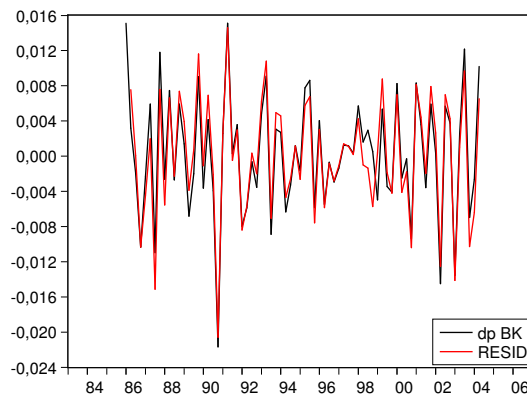


Abbildung B.2: Inflation mit BK(3;0,5) gefiltert und Störterm der Gleichung (4) berechnet mit $\Delta p_t = c(1)(\Delta m_t - \Delta y_t)^{(\infty,8)} + c(2)g_{t-1}^{(8,3)} + c(3)d + e_t^6$.

B.3 Fehler-Korrektur-Modell mit Output-Gap

Zur Ergänzung der Analysen im Kapitel 5 wird hier das Output-Gap in die restringierte Fehler-Korrektur-Gleichung der Inflation einbezogen. Vom Grundprinzip wird dadurch Modell 1 aus Kapitel 5.2 ein weiteres Mal geschätzt, allerdings wird es hier um Verzögert Einflüsse der kointegrierten Variablen (Inflation und Geldmengenwachstum) erweitert. Außerdem können Abweichungen der Ergebnisse durch die Restriktion des Kointegrationsvektors auf (1 -1) auftreten. Im Allgemeinen nimmt die restringierte Fehler-Korrektur-Gleichung folgende Form an:

$$\begin{aligned} \Delta^2 p_t &= \alpha(\Delta p_{t-1} - \Delta m_{t-1}) + \alpha_g g_{t-1} \\ &+ \sum_{j=1}^2 \gamma_{\Delta p j} \Delta^2 p_{t-j} + \sum_{j=0}^2 \gamma_{\Delta m j} \Delta^2 m_{t-j} + \epsilon_t. \end{aligned} \tag{B.1}$$

Wird Gleichung (B.1) mittels der Kleinsten-Quadrate-Methode geschätzt, ergibt sich:

$$\begin{aligned} \Delta^2 p_t &= \mathbf{-0,18}(\Delta p_{t-1} - \Delta m_{t-1}) + 0,11g_{t-1} \\ &- \mathbf{0,57}\Delta^2 p_{t-1} - \mathbf{0,37}\Delta^2 p_{t-2} \\ &+ \mathbf{0,09}\Delta^2 m_t - 0,06\Delta^2 m_{t-1} - 0,02\Delta^2 m_{t-2} + \epsilon_t \end{aligned} \tag{B.2}$$

- *Beobachtungszeitraum: 1983Q4-2007Q2*
- *Datenpunkte: T=95*
- *Gütemaße: $\bar{R}^2 = 0,39$ HQ=-6,59*

Tabelle B.3: Schätzergebnisse Fehler-Korrektur-Modell

	α	α_g	$\gamma_{\Delta p 1}$	$\gamma_{\Delta p 2}$	$\gamma_{\Delta m 0}$	$\gamma_{\Delta m 1}$	$\gamma_{\Delta m 2}$
Koeffizient	-0,18	0,11	-0,57	-0,37	0,09	-0,06	-0,02
t-Wert	-3,07	1,12	-5,71	-3,93	2,06	-0,97	-0,44
p-Wert	0,00	0,27	0,00	0,00	0,04	0,34	0,66

Tabelle B.4: Spezifikationstests

	JB	DW	Q(4)	Q(8)
Testwert	1,05	1,98	3,64	9,61
p-Wert	0,59		0,46	0,29

Anmerkung: Durch Ausschluss der insignifikanten Verzögerungen des Geldmengenwachstums ergeben sich nur geringfügige Änderungen in den Koeffizienten. Das Output-Gap bleibt insignifikant.

Anhang C

Verwendete Statistikprogramme

Zur Berechnung der Ergebnisse wurden in dieser Arbeit drei verschiedene Programme verwendet. Mit der Statistiksoftware SPSS Version 14 wurden die Analysen im Frequenzbereich durchgeführt. JMulti Version 4.15 ermöglichte die Berechnungen der VECMs und E-Views Version 6 die Filterung der Zeitreihen und die Schätzungen der Einzelgleichungen. Die erzeugten Ergebnisse der VECMs wurden mit E-Views überprüft. Mit E-Views wurden darüber hinaus alle Abbildungen erzeugt. Für eine Übersicht sind in der Tabelle unten sämtliche Berechnungen mit den zugehörigen Programmen und Abbildungen bzw. Tabellen aufgeführt.

	SPSS	E-Views	JMulti	Tab. / Abb.
ADF-Test		X		Tab. 3.1
Spektren	X			Abb. 4.1
Gain	X			Abb. 4.2
Kohärenz	X			Abb. 4.3
VAR-Ordnung		X		Tab. 5.1
Trace-Test		X	X	Tab. 5.2
Output 1		X	X	Tab. 5.3
Output 2		X	X	Tab. 5.4, Abb. A.1, Abb. A.2
Impuls-Antwort		X	X	Abb. 5.1, Abb. A.3
Varianzzerlegung		X	X	Abb. 5.2, Abb. A.4
Vergleich ML und S2S			X	Tab. A.1
Filterung		X		Abb. 5.3, Abb. B.1, Tab. B.1
Zwei-Säulen-Phillipskurve		X		Tab. 5.5, Tab. 5.6
Rekursive Residuen		X		Abb. 5.4, Abb. 5.5

Anhang D

Daten

Als Grundlage der Untersuchungen dienen Quartalsdaten des Euroraums (Euro 12) für den Zeitraum von 1983:1 bis 2007:2. Die Daten stammen für den Zeitraum bis 1998:4 aus Brand und Cassola (2000) und ab 1999:1 aus der EZB-Datenbank. Die jeweiligen Realisationen sind mit den üblichen Zeichen versehen: Δy steht für die Zeitreihe des Outputwachstums, Δp für die Inflation und Δm für das Geldmengenwachstum. In Tabelle D.1 sind die Jahreswerte (Quartalsdifferenzen der logarithmierten Niveaus) in Prozent angegeben. In den Berechnungen oben wurden diese Werte um ihren konstanten Mittelwert bereinigt. Für das Outputwachstum ergibt sich über den Betrachtungszeitraum ein Mittelwert von 2,24 Prozent, für die Inflation von 3,06 Prozent und für das Geldmengenwachstum ein Mittelwert von 6,80 Prozent.

Tabelle D.1: Datensatz

I) Date	Δy	Δp	Δm	II) Date	Δy	Δp	Δm
Q1-83	2,4398	8,6628	9,9149	Q3-86	3,1260	3,4719	7,1701
Q2-83	3,2151	5,9338	7,9569	Q4-86	2,2651	2,3101	7,9736
Q3-83	0,8189	6,7256	8,5070	Q1-87	-3,0870	2,8105	7,8240
Q4-83	3,5862	6,0358	8,5871	Q2-87	7,0556	3,3951	9,0574
Q1-84	4,3115	6,2920	6,8218	Q3-87	3,3452	1,5870	7,4642
Q2-84	-2,9014	3,8779	7,6084	Q4-87	4,8954	3,8449	7,6972
Q3-84	4,3824	4,9182	9,3246	Q1-88	2,9088	2,5304	6,4343
Q4-84	1,6946	4,7848	7,9479	Q2-88	3,1453	3,7633	9,3704
Q1-85	1,0533	4,0054	9,5944	Q3-88	4,7428	2,9830	8,4672
Q2-85	3,9136	4,3819	6,9132	Q4-88	4,6405	4,0694	7,9593
Q3-85	3,5696	5,7472	5,9523	Q1-89	4,3714	3,8168	8,5074
Q4-85	2,6311	4,6053	5,7143	Q2-89	2,3780	3,1579	9,1691
Q1-86	-0,4078	5,7796	6,9170	Q3-89	2,6017	3,7942	9,7857
Q2-86	4,8776	4,2864	5,3523	Q4-89	5,0274	5,0431	7,9340

III) Date	Δy	Δp	Δm	IV) Date	Δy	Δp	Δm
Q1-90	5,8596	3,9374	9,7212	Q4-98	0,8303	1,1029	4,0769
Q2-90	1,7833	4,8672	5,7067	Q1-99	3,7615	0,4508	2,5064
Q3-90	3,1795	4,1638	8,3216	Q2-99	2,5029	1,4229	5,4887
Q4-90	2,9259	2,5153	8,7642	Q3-99	5,0003	0,6032	6,1896
Q1-91	3,4571	5,0055	7,7981	Q4-99	4,6846	0,6767	5,6906
Q2-91	1,5442	6,2828	6,1753	Q1-00	4,4185	2,1270	8,0099
Q3-91	0,9426	4,7641	7,9151	Q2-00	3,9357	1,3634	4,6396
Q4-91	2,1571	5,0133	8,2488	Q3-00	1,9136	1,9238	2,3376
Q1-92	3,8365	3,6973	5,9990	Q4-00	2,7415	1,3322	2,8085
Q2-92	-0,8211	3,6952	9,4012	Q1-01	3,1680	3,3929	10,8880
Q3-92	-0,5792	3,9643	8,1149	Q2-01	0,2453	3,1479	7,4709
Q4-92	-1,7228	3,3701	7,0543	Q3-01	0,2421	2,5617	8,0597
Q1-93	-3,5721	3,8887	5,9168	Q4-01	0,3964	3,5630	8,8974
Q2-93	0,3849	4,0207	6,6460	Q1-02	0,9275	2,9917	5,1579
Q3-93	1,5042	1,9698	4,2626	Q2-02	1,7358	1,4430	5,3125
Q4-93	1,6295	2,9777	6,7300	Q3-02	1,5429	3,3395	7,0953
Q1-94	3,1930	2,8500	5,3800	Q4-02	-0,0074	3,0245	8,3304
Q2-94	3,8303	1,8851	2,5822	Q1-03	0,3766	1,1499	8,2983
Q3-94	2,9681	2,1321	2,4893	Q2-03	-0,0359	2,6362	8,5371
Q4-94	3,4382	2,5327	1,6676	Q3-03	2,1341	3,5030	4,7111
Q1-95	2,1473	2,1976	2,8994	Q4-03	2,1116	1,5158	5,4393
Q2-95	1,8753	3,0829	4,0307	Q1-04	2,2987	1,9298	4,5133
Q3-95	0,3436	3,0940	5,7184	Q2-04	1,6012	3,1758	5,0788
Q4-95	0,9187	1,5470	6,4382	Q3-04	1,3078	1,3737	6,7151
Q1-96	0,7634	2,4234	7,2287	Q4-04	1,0693	1,9591	6,9655
Q2-96	2,4534	1,3602	3,2840	Q1-05	1,1258	2,4054	6,6153
Q3-96	2,1847	1,7119	3,7492	Q2-05	2,2263	2,2066	7,9664
Q4-96	1,1242	1,4036	3,3234	Q3-05	2,4780	2,1093	10,2000
Q1-97	0,2125	1,4996	4,4122	Q4-05	1,5401	3,2921	6,7940
Q2-97	5,0308	1,6958	4,4635	Q1-06	3,5381	1,1496	7,3766
Q3-97	2,6906	1,6418	4,7902	Q2-06	3,8079	2,5651	9,3216
Q4-97	3,3954	1,5020	4,0338	Q3-06	2,3887	2,5586	7,9685
Q1-98	2,8635	1,9775	5,0957	Q4-06	3,1880	2,0293	9,6335
Q2-98	2,1130	1,4770	5,6251	Q1-07	3,0221	3,2266	12,0796
Q3-98	1,8485	1,4785	3,5231	Q2-07	1,2526	2,7634	10,8600

Erklärung

Ich versichere: Ich habe die Diplomarbeit selbständig verfasst. Andere als die angegebenen Hilfsmittel und Quellen habe ich nicht benutzt. Die Arbeit hat keiner anderen Prüfungsbehörde vorgelegen. Mir ist bekannt: Bei Verwendung von Inhalten aus dem Internet habe ich diese zu kennzeichnen und einen Ausdruck davon mit Datum sowie der Internet-Adresse (URL) als Anhang der Diplomarbeit beizufügen.

Berlin, 06.05.2008