

Zusammenhang zwischen M3-Wachstum und Inflation im Euroraum – ein ökonometrisches Modell zur Erstellung bedingter Inflationsprognosen¹

In der vorliegenden Studie wird der Zusammenhang zwischen dem Wachstum der Geldmenge M3 und der Inflation mithilfe eines Fehlerkorrekturmodells (vector error correction model – VECM) dargestellt. Die Analyse berücksichtigt auch die Renditen zehnjähriger Staatsanleihen, den Drei-Monats-EURIBOR-Zinssatz und das BIP. Der langfristige Zusammenhang zwischen M3-Wachstum und Inflation zeigt sich anhand der Rohdaten. Die Analyseergebnisse für den Zeitraum von 1980 bis 2006 zeigen eine Kointegration von M3-Wachstum und Inflation, das heißt, Abweichungen vom langfristigen durchschnittlichen realen Geldmengenwachstum führen zu Mean-Reverting-Anpassungsprozessen, die das durchschnittliche Niveau des realen Geldmengenwachstums wiederherstellen. Die volle Wirkung eines unvorhergesehenen monetären Schocks schlägt sich somit – nach einer Übergangsperiode, in der auch das BIP und die Zinssätze betroffen sind – mittelfristig im Inflationsniveau nieder. Auf Basis des Zeitraums 2001 bis 2006 werden jährliche bedingte Out-of-Sample-Inflationsprognosen erstellt, die mit den Inflationsprojektionen der Experten des Eurosystems² verglichen werden. In qualitativer Hinsicht prognostiziert das monetäre VECM zukünftige Inflationsraten, die mit der Beurteilung der Inflationsaussichten durch die EZB im Einklang stehen.

Sylvia Kaufmann

1 Einleitung

In den vergangenen sieben Jahren wurden in Diskussionen über die Relevanz der monetären Analyse für die Implementierung der Geldpolitik im Euroraum wiederholt zwei Fragen angesprochen: Die erste Frage betrifft den Zusammenhang zwischen Geldmengenwachstum und Inflation. Nach den ersten vier Jahren der Umsetzung der Geldpolitik im Euroraum bestätigte der EZB-Rat im Mai 2003 den Zwei-Säulen-Ansatz der geldpolitischen Strategie der EZB und veröffentlichte eine diesbezügliche Klarstellung (EZB, 2004). Der EZB-Rat bekräftigte, dass die monetäre Analyse, die zweite Säule der geldpolitischen Strategie, für die Bewertung der mittel- bis langfristigen Liquidi-

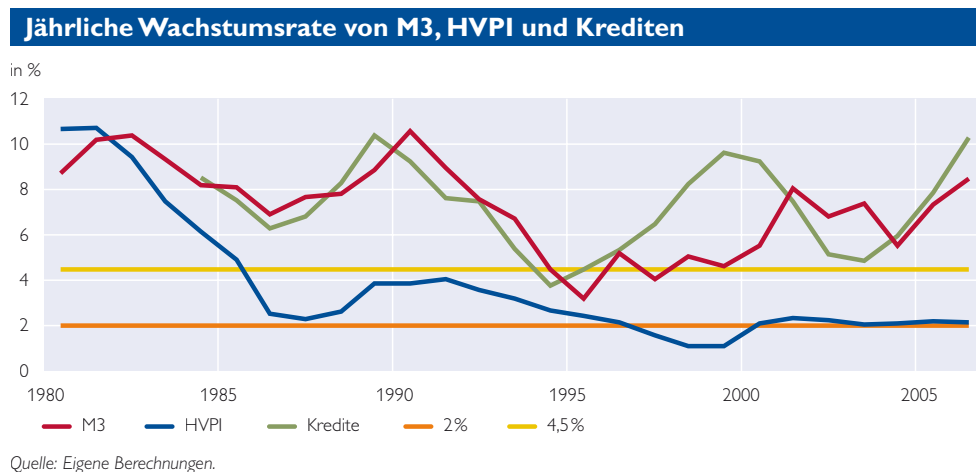
tätsaussichten im Euroraum relevant ist, da sie auf dem langfristigen Zusammenhang zwischen Geldmenge und Preisen aufbaut. Obwohl der Referenzwert für das Wachstum der Geldmenge M3 nie als Geldmengenziel gedacht war, hat die Tatsache, dass die jährlichen M3-Wachstumsraten seit 1999 (Grafik 1) diesen Referenzwert (4,5 %) überschritten haben, die Debatte über den Zwei-Säulen-Ansatz geschürt. Von 2001 bis 2003 wurden ungewöhnlich hohe Wachstumsraten zwischen 7 % und 8 % verzeichnet. Auf Basis der internen Bewertung der monetären Trendentwicklung durch die EZB – und nach Bereinigung um den geschätzten M3-Anteil von Ansässigen außerhalb des Euroraums sowie Berichtigungen

Wissenschaftliche Begutachtung:
Kai Carstensen,
Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel.
Wissenschaftliche Assistenz:
Thorsten Odernek,
Anja Steindl, OeNB.

¹ Übersetzung aus dem Englischen.

² Gemeint sind die „von Experten des Eurosystems erstellten gesamtwirtschaftlichen Projektionen für das Euro-Währungsgebiet“. Aus Gründen der Sprachökonomie wird allerdings in der vorliegenden Studie auf diese Langform verzichtet.

Grafik 1



aufgrund temporärer Portfolioumschichtungen – wurde allerdings geurteilt, dass die hohen M₃-Wachstumsraten mittel- bis langfristig nicht auf Inflationsdruck hindeuten (Fischer et al., 2007, S. 29). In den Jahren 2005 und 2006 stieg das M₃-Wachstum erneut auf 7% bzw. 9%. Im Gegensatz zum vorhergehenden Zeitraum wurde diesmal jedoch erheblicher Inflationsdruck erzeugt, da die Expansion der Geldmenge mit steigendem Kreditmengenwachstum (8% bzw. 10%) einherging und die Konjunkturerholung an Dynamik gewann (Fischer et al., 2007, S. 32).

Die zweite Frage, die in den letzten Jahren wiederholt gestellt wurde, betrifft die Stabilität der Geldnachfragefunktion, die traditionell als Voraussetzung für die sinnvolle Anwendung der monetären Analyse in der Geldpolitik angesehen wird. Der Anstieg des M₃-Wachstums erfolgte unvorhergesehen von einer Quartalsrate in Höhe von 0,7% im vierten Quartal 2000 auf 4% im ersten Quartal 2001. Dieser Anstieg der Geldmenge M₃ hatte zur Folge, dass es nicht mehr möglich war, für Zeitreihen, die über das Jahr 2001 hinauslaufen, einen stabilen Zusammen-

hang zwischen der nominellen Geldmenge, Preisen und Einkommen zu schätzen. Der Liquiditätsüberschuss, der der Differenz zwischen M₃ und den üblichen Bestimmungsfaktoren der Geldnachfrage – Einkommen und Opportunitätskosten – entspricht, bleibt seit 2001 beständig auf hohem Niveau. Carstensen (2006) sowie Greiber und Lemke (2005) erklären diesen Überschuss durch Änderungen der Liquiditätspräferenzen seit 2001 aufgrund größerer Unsicherheit und geringeren Vertrauens der Wirtschaftsakteure. Durch Berücksichtigung von Messgrößen für Aktienmarkttrenditen und -volatilität sowie von Indikatoren für die Gesamtunsicherheit können diese Autoren auch eine stabile Geldnachfragefunktion wiederherstellen. Durch Einbindung der Inflation neben dem Nominalzinssatz als zusätzliche Opportunitätskosten der realen Kassenhaltung dokumentieren Dreger und Wolters (2006) ebenfalls, dass die Geldnachfrage für Beobachtungsstichproben über das Jahr 2001 hinaus stabil ist.

In der vorliegenden Studie wird die Stabilität der Geldnachfrage nicht behandelt. Ist der Anstieg des M₃-Wachstums temporär, das heißt

Resultat einer einmaligen Veränderung in der Geldmenge ohne Auswirkung auf die Trendrate, überschreitet das M3-Wachstum zwar einmalig das langfristige durchschnittliche Wachstumsniveau, kehrt dann aber auf seinen langfristigen Durchschnittswert zurück, was bedeutet, dass die Inflationsrate in der Zukunft nicht auf einen dauerhaft höheren Wert steigen wird. In diesem Sinn ist die Diskussion des langfristigen Zusammenhangs zwischen Geldmengenwachstum und Inflation von der Frage der Stabilität der Geldnachfrage unabhängig.³ Eine Analyse zu letzterem Thema findet sich bei Kaufmann und Kugler (2006).

Verschiedene Studien behandeln den Informationswert des Geldmengenwachstums für Inflationsprognosen. Die Untersuchungen von Neumann und Greiber (2004), Bruggeman et al. (2005) sowie Assenmacher-Wesche und Gerlach (2006) dokumentieren unter anderem die Relevanz des „Trend-“ oder Kerngeldmengenwachstums für die „Trend-“ oder Kerninflation durch Schätzung der Trendkomponenten mithilfe des Hodrick-Prescott-Filters, eines exponentiell gewichteten gleitenden Durchschnitts oder eines Niedrigfrequenzbandfilters. Kugler und Kaufmann (2005) zeigen, dass auch in den Rohdaten ein stabiler Zusammenhang zwischen nominellem Geldmengenwachstum und Inflation zu erkennen ist. Hofmann (2006) untersucht in einer umfangreichen Studie, ob die Einbindung monetärer Variablen (sowie vieler anderer Realvariablen) naive oder einfache autore-

gressive Inflationsprognosen verbessern kann. Allgemein stellt er fest, dass die Berücksichtigung von M3-Wachstum und Trend-M3-Wachstum zur Verbesserung von Prognosen über einen Zwei-Jahres-Horizont beitragen können, unabhängig davon, ob die Prognosen direkt oder dynamisch berechnet werden. Carstensen (2007) kommt zu dem Schluss, dass verschiedene Messgrößen für die Kernrate des Geldmengenwachstums wertvolle Informationen über zukünftige Inflation liefern. Die Prognosegüte von Inflationsmodellen, bei denen nur ein Indikator verwendet wird, sowie von semistrukturellen Modellen, wird durch Berücksichtigung von Messgrößen für die Kernrate des Geldmengenwachstums erhöht. Letztere Studie dokumentiert auch die stabile Prognosegüte von semistrukturellen Inflationsmodellen.

Diese Ergebnisse stehen in keinem Widerspruch zu den aus strukturellen Modellen gewonnenen Resultaten, die der Geldmenge traditionell keine direkte Rolle zuschreiben. Woodford (2006) zeigt, dass die Ergebnisse der empirischen Literatur zur Gänze mit Vorhersagen kompatibel sind, die aufgrund eines Neuknesianischen dynamisch-stochastischen allgemeinen Gleichgewichtsmodells getroffen werden. Das Modell lässt sich durch eine Geldnachfragefunktion ergänzen, ohne dass dadurch die wichtigsten Verhaltensgleichungen beeinflusst werden, die die Inflations- und Produktionsdynamik und die geldpolitische Reaktionsfunktion beschreiben – unabhängig von der Parametrisierung der Geld-

³ Gelegentliche Strukturänderungen (Shifts) in der Geldnachfragefunktion stellen den Zusammenhang zwischen Geldmenge und Preisniveau nicht in Frage. Solange die Frequenz der Shifts niedrig bleibt und diese frühzeitig erkannt und berücksichtigt werden können, liefert die monetäre Analyse relevante Ergebnisse, die der Ergänzung der ersten Säule der geldpolitischen Strategie der EZB dienen können.

nachfragefunktion und der Stabilität der Geldnachfrage. Anhand der empirischen Tatsache, dass die Kernrate des Geldmengenwachstums Einfluss auf die Kerninflation hat, zeigt Woodford, dass die Kernrate des Geldmengenwachstums im geldpolitischen Entscheidungsfindungsprozess als Hilfsvariable für Kern- oder Zielinflation in die Phillips-Kurve aufgenommen werden kann. Beck und Wieland (2007) zeigen, dass es sich als nützlich erweisen kann, die Bewertung der monetären Entwicklungen in die geldpolitische Reaktionsfunktion einzubeziehen. Unterliegen Messgrößen für reale, nicht beobachtbare Variablen, beispielsweise die Produktionslücke oder der gleichgewichtige Realzins, systematischen Fehlern, können durch Berücksichtigung der Entwicklungen des langfristigen Geldmengenwachstums Produktions- und Inflationsschwankungen stabilisiert werden.

In der vorliegenden Studie wird dasselbe empirische Modell wie in Kugler und Kaufmann (2005) verwendet, um den in den Rohdaten beobachteten Zusammenhang zwischen Geldmengenwachstum und Inflation zu schätzen. Auch die Renditen zehnjähriger Staatsanleihen, der Drei-Monats-EURIBOR-Zinssatz und das BIP werden in die Analyse miteinbezogen, um jene Auswirkungen auf die Inflation, die aus der Realwirtschaft und von den Finanzmärkten stammen, Rechnung zu tragen. Kapitel 2 bietet eine ökonomische Interpretation des empirischen Modells, das zur Analyse des Zusammenhangs zwischen den Variablen verwendet wird. Nach Beschreibung der Daten und der Analyse ihrer statistischen Eigenschaften erfolgt die Schätzung des Modells. Die Ergebnisse deuten auf einen stabilen langfristigen Zu-

sammenhang zwischen Geldmengenwachstum und Inflation hin. Durch die Tendenz, zum Durchschnittswachstum zurückzukehren (Mean-Reverting-Dynamik), bewegen sich das Geldmengenwachstum und die Inflation auf einem ausgeglichenen Wachstumspfad, das heißt, das reale Geldmengenwachstum entspricht langfristig dem realen BIP-Wachstum und Änderungen in der Einkommensumlaufgeschwindigkeit des Geldes. Die Relevanz von Schocks im nominellen Geldmengenwachstum für die Inflation wird durch die Reaktionsfunktionen und die Zerlegung der Prognosefehlervarianz bestätigt. Ein Schock im Wachstum der nominellen Geldmenge führt langfristig zu einem dauerhaften Anstieg der Inflation und zeichnet für eine Inflationsprognosefehlervarianz von mehr als 40% nach sechs Jahren verantwortlich.

In Kapitel 3 werden auf Basis des Modells erstellte jährliche bedingte Out-of-Sample-Inflationsjahresprognosen, ausgehend von den Jahren 2001 bis 2006, präsentiert. Diese werden mit den Projektionen der Experten des Eurosystems, die in der Dezemberausgabe des EZB-Monatsberichts des jeweiligen Jahres veröffentlicht wurden, verglichen. Die Prognosen zu Jahresende 2001 und 2002 entsprechen qualitativ den Eurosystem-Projektionen. Trotz Inflationpersistenz prognostiziert das Modell über den Zwei-Jahres-Horizont keinen steigenden Inflationsdruck. Die Prognosen zu Jahresende 2005 und 2006 deuten hingegen auf steigenden Inflationsdruck hin, der von der monetären Seite der Wirtschaft herrührt. Diese Prognosen entsprechen der qualitativen Beurteilung der zukünftigen monetären Entwicklung über einen Zwei-Jahres-Horizont

durch die EZB. In Kapitel 4 wird daher die Schlussfolgerung gezogen, dass die auf Basis des VECM erstellten bedingten Inflationsprognosen eine Möglichkeit zur Gegenprüfung der Inflationsprojektionen darstellen, die auf der wirtschaftlichen Beurteilung der Experten des Eurosystems beruhen.

2 Ein ökonometrisches Modell für Geldmengenwachstum und Inflation

2.1 Ökonomische Intuition

Ausgangspunkt der monetären Analyse ist die Beziehung zwischen realer Kassenhaltung ($m - p$, bei einer Preiselastizität von 1), realem Einkommen (y) und einem Maß für die Opportunitätskosten der Geldhaltung ($R - r$):

$$m - p = \beta_0 + \beta_y y - \beta_r (R - r) - v \quad (1)$$

wobei v die Abweichung von der Gleichgewichtsbeziehung darstellt. Die Differenz zwischen dem langfristigen (R) und dem kurzfristigen Zinssatz (r) wird als Maß für die Opportunitätskosten eingesetzt. Es könnten auch die M3-Opportunitätskosten eingesetzt werden, die als Differenz zwischen den zinstragenden Anlagen, die nicht in M3 enthalten sind, und jenen, die in M3 enthalten sind, gemessen werden (wie in Coenen und Vega, 2001). Alternativ könnte auch die Inflationsrate eingesetzt werden (wie in Dreger und Wolters, 2006).

In Wachstumsraten ausgedrückt ergibt sich die Gleichung:

$$\Delta m - \Delta p = \beta_y \Delta y - \Delta v \quad (2)$$

die das reale Geldmengenwachstum zum Wachstum im realen Einkommen in Beziehung setzt. Wenn man die Gleichung als langfristige Gleichgewichtsbeziehung interpretiert, wird sich eine Änderung in der Inflations-

rate nicht auf die Zinsstruktur auswirken, wenn auch das Niveau der nominellen Zinsen beeinflusst wird (Fisher-Effekt). Deshalb enthält Gleichung (2) keine Zinsstruktur mehr. Unter dieser Annahme kann der letzte Term Δv auch als Veränderung in der Umlaufgeschwindigkeit interpretiert werden. Die Gleichgewichtsbeziehung impliziert auch, dass keine Änderungen in der Inflationsrate beobachtet werden, solange das reale Geldmengenwachstum das Wachstum im realen Einkommen und Veränderungen in der Umlaufgeschwindigkeit ausgleicht. Einer monetaristischen Interpretation nach würde eine einmalige Erhöhung im nominellen Geldmengenwachstum zu einem Anstieg der Inflationsrate in der gleichen Höhe führen, sodass langfristig das reale Geldmengenwachstum wiederum gleich dem Wachstum des realen Einkommens und den Veränderungen in der Umlaufgeschwindigkeit wäre. Die Reaktionen von realem Einkommen, Inflation, Zinssätzen und Umlaufgeschwindigkeit während der dynamischen Anpassung an die höheren Wachstumsraten hängen letztlich vom Transmissionsmechanismus ab (siehe auch Friedman 1971, S. 55–61). Eine empirische Schätzung in reduzierter Form mit einer generellen Dynamik im Modell würde diesen Beziehungen zwischen den Variablen Rechnung tragen.

2.2 Daten und statistische Eigenschaften

Die Beziehung zwischen Geldmengenwachstum und Inflation wird anhand von Quartalsdaten untersucht, die sich über den Zeitraum von 1980 bis 2006 erstrecken. Die Daten sind der statistischen EZB-Website entnommen und werden mit Daten des

Tabelle 1

Datenlabels und -frequenz		
r	Drei-Monats-EURIBOR FM.M.U2.EUR.4F.MM.EURIBOR3MD_LST	monatlich
R	Rendite zehnjähriger Staatsanleihen FM.M.U2.EUR.4F.BB.U2_10Y.YLD	monatlich
y	Reales BIP (Länder des Euroraums, 12 Staaten – konstante Zusammensetzung) ESA.Q.I2.S.0000.B1QG00.1000.TTTT.Q.U.A	vierteljährlich, SB
m	Historische M3-Indexreihe (Länder des Euroraums, 11 Staaten + Griechenland bis Dezember 2000; ab 2001 12 Staaten)	monatlich, NSB
p	HVPI-Gesamtindex ICP.M.U2.N.000000.4.INX	monatlich, NSB

Quelle: EZB – Statistik-Webseite und Daten des aggregierten Euroraum-Modells.
Anmerkung: SB: saisonbereinigt; NSB: nicht saisonbereinigt.

Tabelle 2

Einheitswurzel- und Stationaritätstests					
Zeitreihe	Trend inkludiert	ADF ¹			KPSS ²
		Statistik	p-Wert	Statistik	
R	nein	-1,01	0,75	0,82**	
	ja	-2,55	0,31	0,29**	
ΔR	nein	-5,84**	0,00	0,25	
r	nein	-1,53	0,52	0,82**	
Δr	nein	-7,00**	0,00	0,10	
Δm	nein	-1,90	0,33	0,62*	
	ja	-1,73	0,73	0,21*	
$\Delta \Delta m$	nein	-14,49**	0,00	0,12	
	ja	-2,29	0,18	0,85*	
Δp	nein	-1,65	0,76	0,21*	
	ja	-3,74**	0,00	0,22	
$\Delta \Delta p$	nein	0,16	0,97	1,44**	
	ja	-1,74	0,73	0,14	
Δy	nein	-3,70**	0,01	0,31	
$\Delta m - \Delta p$	nein	-3,07*	0,03	0,41	
$R - r$	nein	-2,85	0,05	0,20	

Quelle: Eigene Berechnungen.

¹ Erweiterter Dickey-Fuller-Test: Die Anzahl der Lags wurde auf Basis des modifizierten SIC-Kriteriums gewählt (Ng und Perron, 2002).

² Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin-Test: Festlegung der Bandbreite nach Newey-West (Kwiatkowski et al., 1992); ** und * signalisieren ein Signifikanzniveau von 1% bzw. 5%.

gesamtwirtschaftlichen Modells für den Euroraum (Area Wide Model – AWM) kombiniert, um Zeitreihen zu erhalten, die bis 1980 zurückreichen. Die zehnjährige Bundesanleihe (R) und der Drei-Monats-EURIBOR-Zinssatz (r) werden einfach verknüpft. Das reale BIP (y) und der HVPI (p) werden mittels Wachstumsraten verknüpft. M3 (m) ent-

spricht der historischen Indexreihe, die von der EZB veröffentlicht wird.⁴ Tabelle 1 enthält eine Aufstellung der Datenquellen und zeigt, in welcher Frequenz die Daten gemessen werden und ob sie saisonal bereinigt vorliegen. Quartalsdaten erhält man durch gemittelte Monatsdaten. Die Daten werden in EViews mit der Census-X12-Methode saisonal bereinigt.

⁴ In dieser Studie wird die Indexreihe, die seit Oktober 1997 um Reklassifizierungen, Neubewertungen und Wechselkursschwankungen bereinigt ist, verwendet.

Ein erster Blick auf die Daten zeigt, dass im Beobachtungszeitraum die reale Geldmenge im Quartalsdurchschnitt um 0,87% gewachsen ist, was einer jährlichen Rate von knapp 3,6% entspricht. Die Tatsache, dass das reale BIP durchschnittlich um 0,52% pro Quartal (jährlich: 2%) gewachsen ist, impliziert, dass die Umlaufgeschwindigkeit im Durchschnitt jährlich um 1,6% abgenommen hat. In Tabelle 2 wird auf Einheitswurzel (erweiterter Dickey-Fuller-Test – ADF) in den Daten und auf Stationarität (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin – KPSS) der Variablen getestet. Die Einheitswurzelhypothese kann für beide Zinssätze, das M3-Wachstum, die Inflation und das reale BIP nicht verworfen werden. Die Nullhypothese der Stationarität hingegen kann für alle Variablen verworfen werden. Die Statistiken für die ersten Differenzen der Variablen führen im Fall der Einheitswurzelhypothese zu einer Ablehnung; bei der Stationaritätshypothese ist dies nicht der Fall. Die Resultate deuten auf ein stationäres reales Geldmengenwachstum und auf eine marginal stationäre Zinsstruktur. Demnach folgen das nominelle M3-Wachstum (Δm) und die Inflationsrate (Δp), einzeln betrachtet, nichtstationären Prozessen, während ihre Linearkombination, das reale Geldmengenwachstum ($\Delta m - \Delta p$), einem stationären

Prozess folgt;⁵ das heißt Δm und Δp sind kointegriert.

Im empirischen Rahmen ist Kointegration zwischen nominellem Geldmengenwachstum und Inflation geldpolitisch relevant. Bei einem nichtstationären Inflationsprozess wäre die beste Prognose für zukünftige Inflationsraten das aktuelle Inflationsniveau mit einem Prognosekonfidenzintervall, das mit längerem Prognosehorizont immer breiter würde. Theoretisch könnte die Inflationsrate jeden beliebigen Wert erreichen, da alle Schocks permanent ins Niveau der Inflationsrate eingehen. Nichtstationarität ohne Kointegration würde implizieren, dass die Inflation (und letztendlich das Preisniveau) durch die Geldpolitik nicht kontrollierbar wäre. Die Verbindung mit dem nominellen Geldmengenwachstum ist daher entscheidend. Die Annahme, dass Geldpolitik über die Zinssätze die Geldhaltung und das Geldmengenwachstum endogen beeinflusst, stellt die Kontrollierbarkeit her. Wenn Änderungen in der Umlaufgeschwindigkeit und das reale BIP-Wachstum stationären Prozessen folgen, dann werden sich Änderungen im Geldmengenwachstum in der Inflationsrate widerspiegeln.

2.3 Fehlerkorrekturmodell

In der vorliegenden Studie wird die Kointegration in den Variablen be-

⁵ Ein nichtstationärer autoregressiver Prozess enthält eine Einheitswurzel. Dies bedeutet, dass die aktuelle Rate die beste Prognose für Wachstumsraten (wenn kein Trend vorhanden ist und keine zukünftigen Schocks berücksichtigt werden) darstellt. Wenn die Unsicherheit über zukünftige Schocks berücksichtigt wird, dann steigt die Prognosevarianz mit dem Prognosehorizont. Wenn Δx_t die Wachstumsrate einer Variablen darstellt, dann kann dies ökonomisch ausgedrückt werden als $\Delta x_t = \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t = \sum_{i=0}^t \varepsilon_{t-i}$ mit $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$. Wenn zukünftige Schocks gleich 0 gesetzt werden, ist die beste univariate Prognose $E(\Delta x_{t+h}) = \Delta x_t$ mit einer Varianz $Var(\Delta x_{t+h}) = h\sigma^2$. Die Wachstumsrate konvergiert nicht gegen eine Konstante, sondern kann jeden beliebigen Wert annehmen, da alle vergangenen Schocks in das Niveau der Variablen voll eingehen. Ein stationärer Prozess hat eine Wurzel, die kleiner 1 ist und konvergiert zu einer Konstante. Wenn $\Delta x_t = c + \rho \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t = \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i (c + \varepsilon_{t-i})$ mit $\rho < 1$, dann wird mit zunehmendem Horizont die Prognose der Wachstumsrate gegen $c/(1-\rho)$ konvergieren und die Prognosevarianz ist konstant mit $\sigma^2/(1-\rho^2)$.

rücksichtigt und die dynamische Beziehung zwischen den Variablen im VECM analysiert. Der lang- und kurzfristige Zinssatz, das Geldmengenwachstum, die Inflation und das

(logarithmierte) reale BIP werden im Vektor $X_t = (R, r, \Delta m, \Delta p, y)$ dargestellt. Das Modell wird dann in ersten Differenzen geschätzt:

$$\Delta X_t = C + A_1 \Delta X_{t-1} + \dots + A_p \Delta X_{t-p} + \alpha \beta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

mit $\varepsilon_t \sim iid N(0, \Sigma)$. Im Vektor C sind allfällige Trends der Niveauvariablen enthalten; die Matrizen A_1, \dots, A_p enthalten die dynamischen Beziehungen zwischen den Variablen. Die zuvor bestätigten Kointegrationsbeziehungen sind als Zeilenvektoren in der Matrix

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

enthalten. Abweichungen von diesen langfristigen Beziehungen ($\beta X_{t-1} > 0$) lösen Anpassungsdynamiken aus, damit die langfristige Gleichgewichtsbeziehung wiederhergestellt wird. Die Anpassungskoeffizienten sind in α zu finden. In diesem Rahmen spielt das nominelle Geldmengenwachstum eine Rolle für die zukünftige Infla-

tionsentwicklung – nicht nur durch die eigene vergangene Entwicklung, sondern auch durch Abweichungen des realen Geldmengenwachstums vom langfristigen Durchschnitt, das heißt durch die Entwicklung des nominellen Geldmengenwachstums relativ zur Inflationsrate.

Das System (3) wird mit Maximum Likelihood (Johansen, 1995) geschätzt, wodurch alle Parameter simultan geschätzt werden können. Zwei verzögerte Werte ($p = 2$) der Variablen genügen, um der Autokorrelation in den Residuen Rechnung zu tragen. Man erhält Evidenz für zwei Kointegrationsbeziehungen; eine enthält die Zinsstruktur, die zweite das reale Geldmengenwachstum. Tabelle 3 zeigt die geschätzten Kointe-

Tabelle 3

Kointegrationsvektoren					
	R	r	Δm	Δp	y
β_1	1	-1	0	0	-0,03 (0,01)
β_2	0	0	1	-1	0
X_9^2	15,39 (p-Wert: 0,08)				

Quelle: Eigene Berechnungen.
 Anmerkung: Standardfehler frei geschätzter Parameter in Klammer.

Tabelle 4

Fehlerkorrekturkoeffizienten					
Fehlerterm	Korrektur in				
	ΔR	Δr	$\Delta \Delta m$	$\Delta \Delta p$	Δy
$R - r - \beta_1 y$	-0,07 (0,04)	0,04 (0,05)	0 (-)	0 (-)	0,12 (0,05)
$\Delta m - \Delta p$	0 (-)	0 (-)	-0,19 (0,09)	0,14 (0,05)	0,18 (0,11)
angepasstes R^2	0,29	0,3	0,25	0,38	0,19

Quelle: Eigene Berechnungen.
 Anmerkung: Standardfehler in Klammer.

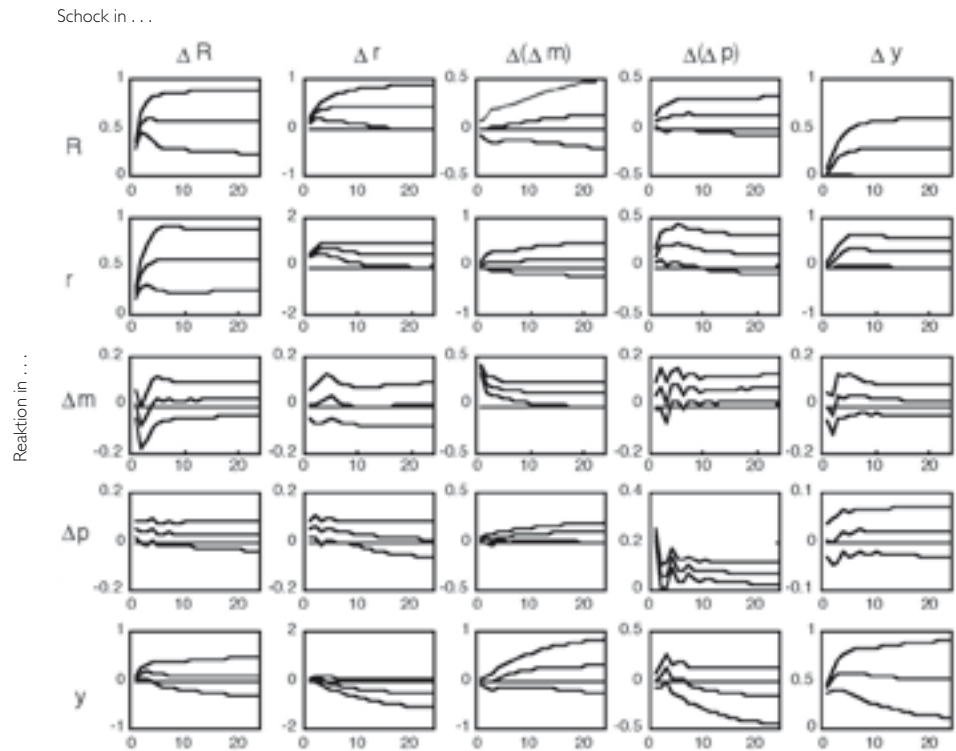
grationsbeziehungen und Tabelle 4 enthält die Anpassungskoeffizienten. Die Restriktionen hinsichtlich der Kointegrationsvektoren und der Anpassungskoeffizienten werden gemeinsam getestet und nicht verworfen. Die Statistik mit neun Freiheitsgraden beträgt 15,39, mit einem p-Wert von 0,08. In diesem Rahmen enthält der Kointegrationsvektor der Zinsstruktur auch das reale BIP. Im Beobachtungszeitraum spiegelt dies möglicherweise den Wachstumseffekt von erwarteten Investitionserträgen wider.⁶ Die Nullrestriktionen hinsichtlich der Anpassungskoeffizienten sind durch ihre statistische Insignifikanz motiviert. Die frei geschätzten Koeffizienten haben das richtige Vorzeichen. Abweichungen vom durchschnittlichen realen Geldmengenwachstum führen zu signifikanten, betragsmäßig fast identischen Anpassungen in der Inflation und im nominellen Geldmengenwachstum. Die verzögerte Reaktion der Inflation auf über- oder unterdurchschnittliches reales Geldmengenwachstum kann durch kurzfristige Preisrigiditäten erklärt werden. Die verzögerte Reaktion von nominellem Geldmengenwachstum impliziert, dass das Geldmengenwachstum nicht schwach exogen ist. Dies kann einerseits die geldpolitische Reaktion widerspiegeln, die restriktiv (expansiv) ist, wenn das reale Geldmengenwachstum überdurchschnittlich (unterdurchschnittlich) ausfällt. Andererseits wird in einem Modell mit rationalen Erwartungen und vollständig flexiblen Preisen das zukünftig erwartete nominelle Geldmengenwachstum schon in der aktuellen Preisentwicklung berücksichtigt. Da-

her kann der Eindruck entstehen, dass die Geldmenge gegenüber der Inflation nachlaufend ist. Die letzte Zeile in Tabelle 4 enthält das angepasste R^2 . Die angegebenen Werte sind recht hoch, wenn man bedenkt, dass die Quartalsveränderung der Geldmengenwachstumsraten und die Quartalsinflationsänderung modelliert werden. Das Modell erklärt 25 % bzw. 38 % der Variabilität in diesen Variablen.

Die geschätzten Anpassungskoeffizienten zeigen, dass sich ein wesentlicher Anteil, zwischen 15 % und 20 %, der Abweichung vom durchschnittlichen realen Geldmengenwachstum innerhalb eines Quartals in einer Änderung im Geldmengenwachstum und in der Inflationsrate niederschlägt. Um ein Beispiel zu nennen: Angenommen, das reale Geldmengenwachstum würde unerwartet um 1 Prozentpunkt zunehmen, so würde dies, neben anderen dynamischen Anpassungen, zu einer Zunahme der Inflationsrate im Ausmaß von 0,14 Prozentpunkten führen und zu einer Abnahme im nominellen Geldmengenwachstum um 0,19 Prozentpunkte. Das reale Geldmengenwachstum in der nächsten Periode würde den Durchschnitt immer noch um 0,67 Prozentpunkte übertreffen. Unter der Annahme, dass keine anderen Schocks auftraten, würde die restliche Anpassung an das neue langfristige Niveau des nominellen Geldmengenwachstums und der Inflationsrate über die dynamische Beziehung zwischen allen Variablen laufen, die in den Matrizen A_1, A_2 enthalten ist. Diese dynamischen Anpassungen sind in Grafik 2 dargestellt, in der die Reaktionsfunktionen mit dem

⁶ Da die univariaten Tests auf eine marginal stationäre Zinsstruktur hinweisen, ist es statistisch plausibel, dass im multivariaten Modellrahmen eine zusätzliche nichtstationäre Variable im Kointegrationsraum enthalten ist.

Generalisierte Reaktionsfunktionen



Quelle: Eigene Berechnungen.
Anmerkung: Mittlere Reaktion mit 95-Perzentil-Intervall.

Tabelle 5

Johansen-Trace-Test: Stabilität der Testergebnisse

Anzahl der Kointegrationsvektoren	Schätzung bis					
	Q4 01	Q4 02	Q4 03	Q4 04	Q4 05	Q4 06
0	78,69* (0,01)	71,47* (0,04)	73,87* (0,02)	79,02* (0,01)	82,77* (0,00)	80,33* (0,01)
≤ 1	43,79 (0,11)	45,37 (0,08)	47,55* (0,05)	50,93* (0,03)	54,06* (0,01)	50,82* (0,03)
≤ 2	25,56 (0,14)	26,08 (0,13)	27,34 (0,09)	29,97* (0,05)	32,85* (0,02)	29,50* (0,05)
X^2_9	12,49 (0,19)	11,19 (0,26)	12,4 (0,19)	13,81 (0,13)	12,54 (0,18)	15,39 (0,08)

Quelle: Eigene Berechnungen.
Anmerkung: p-Werte in Klammer; * Signifikanzniveau von 5%.

jeweiligen 95-Perzentil-Intervall enthalten sind.⁷

Tabelle 5 zeigt Testergebnisse für das jeweils bis zum Ende der Jahre 2001 bis 2006 geschätzte Modell, um die Gültigkeit der Restriktionen

in den Modellen zu überprüfen, die in Kapitel 3 zur Berechnung von bedingten Inflationsprognosen benutzt werden. Aufgrund der p-Werte in Klammern verwirft die Trace-Statistik, die im Modell mit Laufzeit

⁷ Um das Intervall zu konstruieren, werden 1.000-mal Koeffizienten und die Kovarianzmatrix der Residuen aus der gemeinsamen Wahrscheinlichkeitsverteilung gezogen. Für jede Ziehung werden generalisierte Reaktionsfunktionen berechnet und das 2,5-te und das 97,5-te Perzentil zu jedem Zeitpunkt bestimmt.

bis Ende 2006 auf zwei Kointegrationsbeziehungen schließen lässt, die Kointegrationshypothese auch für die Modelle mit kürzeren Laufzeiten nicht. Außerdem werden – von zwei Kointegrationsvektoren pro Beobachtungszeitraum ausgehend – die Restriktionen hinsichtlich der Kointegrationsbeziehungen, wie in Tabelle 3 angegeben, und die Restriktionen hinsichtlich der Anpassungskoeffizienten, wie in Tabelle 4 angegeben, gemeinsam getestet und nicht verworfen. Alle χ^2 -Statistiken, außer jener für das Modell mit Laufzeit bis Ende 2006, haben einen p-Wert von eindeutig über 10%. Daher wird im Folgenden mit dem beschränkten Modell gearbeitet.

2.4 Reaktionsfunktionen und Varianzzerlegung

Möchte man das Modell zur Berechnung bedingter Inflationsprognosen benutzen, so ist es sinnvoll zu evaluieren, ob unerwartete Änderungen in den Variablen (Schocks) die Inflationsdynamik beeinflussen und wenn ja, welche dieser Schocks sich am stärksten auswirken. Allerdings ist es für die Prognose unwichtig, ob die relevanten Variablen durch die Geldpolitik oder durch andere ökonomische Entwicklungen beeinflusst werden. Deshalb wird das Modell nicht in dem Sinn, dass die Schocks strukturell als geldpolitische (Angebots-) oder Nachfrageschocks interpretiert werden könnten, identifiziert. Stattdessen wird jeder Schock, der Impuls in jeder Variablen, um den kontemporären Einfluss der Schocks in den anderen Variablen bereinigt. Das bedeutet zum Beispiel, dass ein Schock im Geldmengenwachstum als Schock interpretiert wird, der kontemporär unabhängig von Schocks in anderen Variablen ist, unabhängig da-

von, ob er durch einen Angebots- oder Nachfrageschock im Geldmengenwachstum verursacht wurde. Der Vorteil der Methode, die auf einer generalisierten Zerlegung der Fehlerkovarianzmatrix beruht, liegt darin, dass die Reaktionsfunktionen und die Varianzzerlegung unabhängig von der Variablenreihenfolge sind (Pesaran und Shin, 1998).

Die Reaktionsfunktionen in Grafik 2 sind mit ökonomischer Intuition vereinbar: Generell dauert es ungefähr eineinhalb Jahre, bis sich jeder Schock vollständig im neuen langfristigen Niveau der Variablen niederschlägt. Das Interesse gilt der Beziehung zwischen Geldmengenwachstum und Inflation. Ein Schock im Geldmengenwachstum (Grafik 2, dritte Spalte) führt zu einem signifikanten permanenten Anstieg in der Inflationsrate (Grafik 2, vierte Zeile). Vorübergehend reagiert die Inflation auch positiv auf Zinsschocks; dies ist mit dem Kostenkanal der geldpolitischen Transmission vereinbar (Ravenna und Walsh, 2006; Chowdhury et al., 2006; Kaufmann und Scharler, 2006). Das Geldmengenwachstum reagiert positiv auf Inflationsschocks, dies jedoch nur marginal signifikant. Zu beobachten ist auch eine vorübergehende, kurzfristig negative Reaktion auf Schocks im langfristigen Zinssatz, eine Reaktion, die mit Portfolioallokationen in Verbindung gebracht werden kann. Die Zinssätze reagieren positiv auf Schocks im BIP und in der Inflationsrate. Die Reaktion des BIP auf Schocks im kurzfristigen Zinssatz ist konkav und pendelt sich langfristig marginal auf einem niedrigeren Niveau ein. Die Reaktionen auf Schocks im Geldmengenwachstum und in der Inflation sind insignifikant – im ersten Fall positiv und im zweiten negativ.

Tabelle 6

Generalisierte Prognosefehlervarianzzerlegung						
(a) Prognosefehlervarianz in Δm						
Horizont	Zurückzuführen auf					
	ΔR	Δr	$\Delta \Delta m$	$\Delta \Delta p$	Δy	
1	0,05	0,01	0,89	0,05	0,02	
4	0,06	0,03	0,82	0,08	0,04	
8	0,06	0,04	0,80	0,11	0,05	
12	0,06	0,04	0,78	0,13	0,05	
16	0,06	0,05	0,77	0,14	0,05	
20	0,07	0,05	0,75	0,16	0,05	
24	0,07	0,05	0,74	0,18	0,05	

(b) Prognosefehlervarianz in Δp						
Horizont	Zurückzuführen auf					
	ΔR	Δr	$\Delta \Delta m$	$\Delta \Delta p$	Δy	
1	0,09	0,13	0,06	0,90	0,01	
4	0,12	0,16	0,13	0,82	0,03	
8	0,12	0,15	0,23	0,72	0,04	
12	0,11	0,14	0,31	0,65	0,05	
16	0,11	0,13	0,37	0,59	0,05	
20	0,10	0,12	0,41	0,55	0,05	
24	0,10	0,11	0,44	0,52	0,05	

Quelle: Eigene Berechnungen.

Die Relevanz des Geldmengenwachstums für die Inflationsentwicklung wird anhand der Prognosefehlervarianzzerlegung beurteilt, die auch auf einer generalisierten Zerlegung der Fehlerkovarianzmatrix beruht. Tabelle 6 enthält die Varianzzerlegung für das Geldmengenwachstum und die Inflation zu verschiedenen Zeithorizonten.⁸ Der Hauptanteil in der Prognosefehlervarianz des Geldmengenwachstums wird für jeden Prognosehorizont durch eigene Schocks erklärt. Der Anteil sinkt von 89% für den Ein-Quartals-Horizont auf 74% für den Sechs-Jahres-Horizont. Der Anteil von Inflationschocks steigt mit längerem Prognosehorizont auf ungefähr 20%. Für die Inflationsrate wird gleichfalls beobachtet, dass der Varianzanteil eigener Schocks größer ist als jener von Schocks im Geldmengenwachstum.

Längerfristig – bei einem Sechsjahres-Prognosehorizont – geht der Anteil auf 52% zurück. Allerdings erklären Schocks im Geldmengenwachstum einen im Zeitverlauf zunehmenden Anteil in der Prognosefehlervarianz der Inflation, der langfristig bis zu 44% beträgt.

Diese Resultate sind mit jenen, die in Assenmacher-Wesche und Gerlach (2006) auf Basis von Frequenzgefilterten Daten erzielt werden, konsistent. Assenmacher-Wesche und Gerlach stellen fest, dass niederfrequente Komponenten des Geldmengenwachstums (Kernwachstumsrate der Geldmenge) die niederfrequenten Komponenten der Inflation bestimmen (Kerninflationsrate). Hier spiegelt sich dies in der Kointegrationsbeziehung zwischen Geldmengenwachstum und Inflation wider, was bedeutet, dass beide Variablen durch die

⁸ Die Varianzzerlegungen für beide Zinssätze und das BIP werden aus Platzgründen ausgelassen, da der Hauptanteil der Prognosefehlervarianz in jeder Variablen durch eigene Schocks erklärt wird.

gleiche stochastische oder langfristige Komponente bestimmt sind. Permanente Schocks, die das gleichgewichtige Wachstum der beiden Variablen stören, führen zu einer ersten, partiellen Fehlerkorrektur in der folgenden Periode. Die vollständige Anpassung an das durch den Schock implizierte neue, gleichgewichtige Wachstumsniveau erfolgt allmählich im Zeitverlauf und wird durch die dynamischen Beziehungen der Variablen bestimmt. Permanente Schocks materialisieren sich somit nicht sofort, sondern graduell im Zeitverlauf im Inflationsniveau. Dieses Muster wird durch die Prognosefehlervarianzzerlegung bestätigt.

3 Bedingte Inflationsprognosen

Mit dem Modell werden nun für den Zeitraum 2001 bis 2006 bedingte Out-of-Sample-Inflationsprognosen über einen Zwei-Jahres-Horizont erstellt. Diese werden mit den von Experten des Eurosystems erstellten veröffentlichten Projektionen verglichen. Da es sich um bedingte Prognosen und Projektionen handelt, ist eine Auswertung mit den üblichen formalen statistischen Kriterien, wie dem standardisierten Mittel der Fehlerquadrate (root mean squared error – RMSE), nicht zielführend. Die Inflationsprognosen werden daher hinsichtlich ihrer Aussagekraft für künftige Inflationsaussichten qualitativ verglichen, um den Nutzen der mithilfe des VECM erhaltenen Inflationsprognose für die Gegenprüfung der Eurosystem-Inflationsprojektionen zu bewerten.

3.1 Prognoserahmen

Von Juni 2001 bis Juni 2004 veröffentlichte die EZB halbjährlich Infla-

tionsprojektionen, die auf den von Experten des Eurosystems erstellten gesamtwirtschaftlichen Projektionen für das Euro-Währungsgebiet beruhen. Seit Juni 2004 werden die Inflationsprognosen vierteljährlich veröffentlicht. Die vorliegende Studie konzentriert sich auf die in den Dezemberausgaben des EZB-Monatsberichts veröffentlichten Projektionen, die eine genaue Schätzung der Inflation des jeweils aktuellen Jahres bieten und auf Grundlage der bis Mitte November verfügbaren Daten Voraussagen für die folgenden zwei Jahre treffen. Die EZB weist ein Projektionsintervall aus, das rund um den mittleren projizierten Wert symmetrisch ist. Das Intervall entspricht größtmäßig zweimal den durchschnittlichen absoluten Differenzen zwischen den tatsächlichen Ergebnissen und früheren projizierten Werten (EZB, 2001). In der Folge werden die, auf Basis des in Kapitel 2 vorgestellten VECM, erstellten bedingten Inflationsprognosen mit den im EZB-Monatsbericht veröffentlichten Projektionen verglichen. Um ein den Projektionen der Experten des Eurosystems ähnliches Informationsniveau zu schaffen, werden für die Prognosen nur Daten bis zum dritten Quartal jedes Jahres verwendet. Da hier mit endgültigen veröffentlichten Datenreihen gearbeitet wird, besteht dennoch ein Informationsvorsprung, insbesondere im Hinblick auf BIP-Daten. Der Vergleich von Projektionen auf Basis von Echtzeitdaten wird in Kaufmann und Kugler (2007) thematisiert.

Für die dynamischen Inflationsprognosen wird über den Prognosehorizont h der kurzfristige Zinssatz auf dem aktuellen Niveau eingefroren:

$$\Delta X_{T+h|T} = C + A_1 \Delta X_{T+h-1|T} + \dots + A_p \Delta X_{T+h-p|T} + \alpha \beta X_{T+h-1|T} + \varepsilon_{T+h}$$

Für $T+h-j < T$, $j = 1, \dots, p$ werden die beobachteten Werte für $\Delta X_{T+h-j|T}$, $\Delta X_{T+h-j|T} = \Delta X_{T+h-j}$ eingesetzt; sonst werden die prognostizierten Werte eingesetzt. Das zukünftige Niveau der Variablen $X_{T+h-1|T}$ erhält man durch Kumulierung der prognostizierten Veränderungen der Variablen

$$X_{T+h-1|T} = X_{T+h-2|T} + \Delta X_{T+h-1|T}.$$

Der kurzfristige Zinssatz wird über den gesamten Prognosehorizont konstant gehalten, das heißt, das zweite Element in $\Delta X_{T+h-j|T}$ ist in jeder Periode $T+h-j > T$ gleich 0. Zu diesem Zweck wird die Schockkombination ε_{T+h} in die Gleichung eingesetzt, die den kurzfristigen Zinssatz auf konstantem Niveau hält, wobei die Dynamik A_1, \dots, A_p , die Fehleranpassung α und die Kovarianzstruktur Σ berücksichtigt werden.

Out-of-Sample-Prognosen werden erstellt, indem das Modell für die Jahre 2001 bis 2006 bis zum dritten Quartal jeden Jahres geschätzt wird. Die Prognosen für die jährliche Inflation Y erhält man durch das Addieren der vierteljährlichen dynamischen Inflationsprognosen eines bestimmten Jahres y (z. B. 2001):

$$Y_y = \sum_{t=T-2}^{T+H} X_{t|T} I_{t \in y}$$

wobei $I_{t \in y}$ die Indikatorfunktion ist, das heißt gleich 1 ist, wenn das Quartal t in das Jahr y fällt, und sonst 0. Die Summierung beginnt in $T-2$, um die bereits beobachteten Werte für die Inflationsrate des aktuellen Jahres zu berücksichtigen. Der Prognosehorizont erstreckt sich über zwei Jahre, das heißt $H = 9$.

3.2 Vergleich der Ergebnisse mit den Projektionen der Experten des Eurosystems

Tabelle 7 enthält die bedingten Prognosen. Die ersten beiden Zeilen geben die im EZB-Monatsbericht veröffentlichten Inflationsprojektionen wieder. Im Sinn erhöhter Anschaulichkeit wird der Mittelwert des Projektionsintervalls hinzugefügt. Die nächsten beiden Zeilen zeigen die mithilfe des VECM erstellten bedingten Prognosen. Im Gegensatz zu den Projektionen der Experten des Eurosystems wurde mit dem VECM Ende 2001 und 2002 persistente Inflation für die Jahre 2002 bis 2003 bzw. 2003 bis 2004 prognostiziert. Sowohl zu Ende 2001 als auch zu Ende 2002 lag die bedingte Inflationsprognose bei oder etwas über 2%, während auf Grundlage der Beurteilungen der Experten des Eurosystems sinkende Inflationsraten projiziert wurden. Zu Jahresende 2003 und 2004 hingegen sind die bedingten Inflationsprognosen des VECM und die Projektionen der Experten des Eurosystems sowohl hinsichtlich Niveau als auch Ausrichtung vergleichbar. In der jüngeren Vergangenheit – Ende 2005 und 2006 – deutet das VECM über den Zwei-Jahres-Horizont auf höheren Inflationsdruck hin als die Eurosystem-Projektionen. In qualitativer Hinsicht spiegeln die bedingten Prognosen die Beurteilung der aktuellen monetären Entwicklungen im Hinblick auf die Inflationsaussichten durch die EZB wider. Die EZB erachtete die durch Kreditexpansion und gute wirtschaftliche Aussichten getragenen steigenden Geldmengenwachstumsraten als Aufwärtsrisiko für die zukünftige Inflation.

Tabelle 7

Inflationsprojektionen der Experten des Eurosystems und bedingte Prognosen auf Basis des VECM

EZB-Monats-bericht	Daten verfügbar bis	Projektionsjahr							
		2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Dez. 01	15. 11. 2001	2,7 ¹ (2,6–2,8)	1,6 (1,1–2,1)	1,5 (0,9–2,1)					
	Q3 01	2,1 (2,0–2,3) ²	2,5 (2,0–3,0)	2,2 (1,5–3,0)					
Dez. 02	15. 11. 2002	2,5	2,2 (2,1–2,3)	1,8 (1,3–2,3)	1,6 (1,0–2,2)				
	Q3 02		2,2 (2,1–2,4)	2,1 (1,6–2,6)	2 (1,3–2,8)				
Dez. 03	15. 11. 2003		2,3	2,1 (2–2,2)	1,8 (1,3–2,3)	1,6 (1,0–2,2)			
	Q3 03			2 (1,8–2,1)	1,7 (1,1–2,2)	1,6 (0,9–2,4)			
Dez. 04	20. 11. 2004			2,1	2,2 (2,1–2,3)	2 (1,5–2,5)	1,6 (1,0–2,2)		
	Q3 04				2,1 (2,0–2,3)	2 (1,5–2,5)	1,9 (1,1–2,6)		
Dez. 05	21. 11. 2005				2,1	2,2 (2,1–2,3)	2,1 (1,6–2,6)	2 (1,4–2,6)	
	Q3 05					2,1 (2,0–2,3)	2,8 (2,3–3,3)	2,9 (2,2–3,7)	
Dez. 06	14. 11. 2006					2,2	2,2 (2,1–2,3)	2 (1,5–2,8)	2,2 (1,6–2,8)
	Q3 06						1,9 (1,8–2,1)	2,6 (2,1–3,1)	2,7 (1,9–3,4)

Quelle: Von Experten des Eurosystems erstellte gesamtwirtschaftliche Projektionen für das Euro-Währungsgebiet und eigene Berechnungen.

Anmerkung: Die ersten zwei Zeilen geben jeweils die von der EZB veröffentlichte mittlere Projektion für jedes Jahr und die Projektionsbandbreite wieder; die nächsten zwei Zeilen zeigen jeweils die mittlere Projektion und das Interquartil der Projektionsverteilung des VECM. Die fettgedruckten Werte sind die endgültig veröffentlichten Inflationszahlen.

¹ Zur Vereinfachung der Darstellung wurde der Mittelwert des EZB-Projektionsintervalls ergänzt.

² Das Intervall ist das Interquartil der Projektionsverteilung.

Die endgültig veröffentlichte Inflationsrate für das Jahr 2006 beträgt 2,2%. Auf der Grundlage von Daten bis zum dritten Quartal 2006 wurde mit dem VECM eine Inflationsrate von 1,9% prognostiziert. Die Diskrepanz gegenüber den Projektionen der Experten des Eurosystems lässt sich damit erklären, dass die EZB den Schwerpunkt auf die Jahresinflationsrate, gemessen als Durchschnitt der Zwölf-Monats-Raten, legt. Die in der vorliegenden Studie berechneten bedingten Prognosen hingegen messen die jährliche Inflation als Summe der vierteljährlichen Inflationsraten, das heißt die durchschnittliche Inflation des Jahres. In Jahren mit steigender

oder sinkender Inflationsrate weichen die beiden Messgrößen leicht voneinander ab.

Natürlich basieren die bedingten Prognosen des VECM auf einem beschränkten Datenset und liefern nur eine grobe Einschätzung der zukünftigen Inflation, die sich aus der monetären Entwicklung ergibt. Das Modell berücksichtigt keinerlei Erwartungen über Entwicklungen anderer Real- oder Preisvariablen, wie z. B. Arbeitslosenrate, Lohnstückkosten oder Erzeugerpreise, die ebenfalls die zukünftige Inflation beeinflussen können. Angesichts des in der Vergangenheit stabilen Zusammenhangs zwischen Geldmengenwachstum und

Inflation können bedingte Prognosen dennoch einen Indikator liefern, der zur Gegenprüfung von Prognosen, die durch strukturelle Modellierungen gewonnen werden, verwendet werden kann. Beck und Wieland (2007) zeigen, dass Inflationsprognosen und geldpolitische Reaktionen durch Einbindung von Informationen über monetäre Entwicklungen dann verbessert werden können, wenn große Unsicherheit über reale, nicht beobachtbare Variablen, wie Produktionslücke und Realzinssatz, herrscht.

4 Zusammenfassung und Schlussfolgerungen

Auf Basis des in Kugler und Kaufmann (2005) vorgestellten empirischen Modells analysiert die vorliegende Studie Quartalsdaten über den Zeitraum von 1980 bis 2006. Das Modell wird für Daten über die nominelle Geldmenge M₃, den HVPI, Renditen von Staatsanleihen, den Drei-Monats-EURIBOR-Zinssatz und das reale BIP geschätzt. Danach werden jährliche bedingte Out-of-Sample-Inflationsprognosen für den Zeitraum 2001 bis 2006 erstellt und mit den von Experten des Eurosystems erstellten und im EZB-Monatsbericht veröffentlichten Projektionen verglichen.

Für den Untersuchungszeitraum zeigt sich, dass das nominelle M₃-Wachstum und die Inflation nichtstationär und kointegriert sind. Das bedeutet, dass das reale Geldmengenwachstum, das im Untersuchungszeitraum im Durchschnitt jährlich 3,6% beträgt, stationär ist. Abweichungen von diesem langfristigen Durchschnitt führen zu dynamischen Anpassungen in der Inflation und im Geldmengenwachstum, die das Niveau von 3,6% langfristig wiederher-

stellen. Die volle Wirkung eines unvorhergesehenen monetären Schocks schlägt sich somit mittelfristig im Inflationsniveau nieder – nach einer Übergangsperiode, in der auch das BIP und die Zinssätze betroffen sind. Die Reaktionsfunktionen zeigen, dass ein Schock im nominellen Geldmengenwachstum die Inflation permanent beeinflusst und die dynamische Anpassung an das neue langfristige Niveau etwa eineinhalb Jahre dauert. Über denselben Zeithorizont werden etwa 30% der Inflationsprognosefehlervarianz durch Schocks im nominellen Geldmengenwachstum erklärt. Dieser Anteil steigt über den Sechs-Jahres-Horizont auf 44%. Inflationsschocks haben ebenfalls eine permanente, wenngleich nur marginal signifikante Auswirkung auf das nominelle Geldmengenwachstum. Ihr Anteil an der Prognosefehlervarianz des nominellen Geldmengenwachstums ist gering und beträgt über einen Zeithorizont von eineinhalb bzw. sechs Jahren 12% bzw. 18%.

Zur Erstellung bedingter Inflationsprognosen wird der kurzfristige Zinssatz während des gesamten Prognosehorizonts auf dem aktuellen Niveau eingefroren. Ende 2001 und 2002 prognostiziert das Modell zwar keine steigenden, aber wenig über 2% bleibenden, Inflationsraten. Ende 2005 und 2006 prognostiziert das Modell den Anstieg der Inflationsraten auf über 2,5%, das heißt auf einen Wert, der den von Experten des Eurosystems prognostizierten überschreitet. In qualitativer Hinsicht entsprechen diese Ergebnisse jedoch der Beurteilung der Inflationsaussichten durch die EZB. Die Ausweitung der Geldmenge, die sich vor dem Hintergrund günstiger wirtschaftlicher Aussichten im Kreditwachstum widerspiegelt, wird als

kritisches Aufwärtsrisiko für die Inflation angesehen.

Natürlich basieren die in dieser Studie vorgestellten Inflationsprognosen auf einer beschränkten Dateninformation und verwenden außer dem BIP und den genannten Zinssätzen keine zusätzlichen realen Vari-

ablen oder Preisvariablen. Sie können sich aber bei der Gegenprüfung von auf strukturellen Modellen beruhenden Inflationsprognosen als nützlich erweisen, da sie Informationen über die Inflationsaussichten liefern, die der monetären Seite der Wirtschaft entspringen.

Literaturverzeichnis

- Assenmacher-Wesche, K. und S. Gerlach. 2006.** Understanding the Link Between Money Growth and Inflation in the Euro Area. CEPR Discussion Paper 5683.
- Beck, G. W. und V. Wieland. 2007.** Money in Monetary Policy Design under Uncertainty: The Two-Pillar Phillips Curve versus ECB-Style Cross-Checking. In: Journal of the European Economic Association 5. 524–533.
- Bruggeman, A., G. Camba-Méndez, B. Fischer und J. Sousa. 2005.** Structural Filters for Monetary Analysis. The Inflationary Movements of Money in the Euro Area. EZB Working Paper 470.
- Carstensen, K. 2006.** Stock Market Downturn and the Stability of European Monetary Union Money Demand. In: Journal of Business & Economic Statistics 25. 395–402.
- Carstensen, K. 2007.** Is Core Money Growth a Good and Stable Inflation Predictor in the Euro Area? Kiel Working Paper 1318.
- Chowdhury, I., M. Hoffmann und A. Schabert. 2006.** Inflation Dynamics and the Cost Channel of Monetary Transmission. In: European Economic Review 50. 995–1016.
- Coenen, G. und J.-L. Vega. 2001.** The Demand for M₃ in the Euro Area. In: Journal of Applied Econometrics 16. 727–748.
- Dreger, C. und J. Wolters. 2006.** Investigating M₃ Money Demand in the Euro Area – New Evidence Based on Standard Models. DIW Berlin Discussion Papers 561.
- Greiber, C. und W. Lemke. 2005.** Money Demand and Macroeconomic Uncertainty. Deutsche Bundesbank Discussion Paper Series 1(262).
- EZB. 2001.** A Guide to Eurosystem Staff Macroeconomic Projection Exercises.
- EZB. 2004.** The Monetary Policy of the ECB.
- Fischer, B., M. Lenza, H. Pill und L. Reichlin. 2007.** Money and Monetary Policy: The ECB Experience 1999–2006. EZB. Mimeo.
- Friedman, M. 1971.** A Theoretical Framework for Monetary Analysis. National Bureau of Economic Research Occasional Paper 112.
- Hofmann, B. 2006.** Do Monetary Indicators (still) Predict Euro Area Inflation? Deutsche Bundesbank Discussion Paper Series 1(18).
- Johansen, S. 1995.** Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models. Oxford University Press.
- Kaufmann, S. und P. Kugler. 2006.** Expected Money Growth, Markov Trends and the Instability of Money Demand in the Euro Area. Working Paper 131. OeNB. September.
- Kaufmann, S. und J. Scharler. 2006.** Financial Systems and the Cost Channel Transmission of Monetary Policy Shocks. Working Paper 116. OeNB. März.
- Kaufmann, S. und P. Kugler. 2007.** A Monetary Real-Time Forecast of Euro Area Inflation. OeNB. In Vorbereitung.

- Kugler, P. und S. Kaufmann. 2005.** Does Money Matter for Inflation in the Euro Area? Working Paper 103. OeNB. September.
- Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt und Y. Shin. 1992.** Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root. In: Journal of Econometrics 54. 159–178.
- Neumann, M. J. M. und C. Greiber. 2004.** Inflation and Core Money Growth in the Euro Area. Deutsche Bundesbank Discussion Paper Series 1(36).
- Ng, S. und P. Perron. 2001.** Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power. In: Econometrica 69. 1519–1554.
- Pesaran, H. H. und Y. Shin. 1998.** Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models. In: Economics Letters 58. 17–29.
- Ravenna, F. und C. E. Walsh. 2006.** Optimal Monetary Policy with the Cost Channel. In: Journal of Monetary Economics 53. 199–216.
- Woodford, M. 2006.** How Important is Money in the Conduct of Monetary Policy? Queen's Economics Department Working Paper 1104.