

# Instabile Geldnachfrage im Euroraum?\*

Von Christian Dreger\*\* und Jürgen Wolters\*\*\*

**Zusammenfassung:** Ökonometrische Studien weisen zunehmend auf Instabilitäten in der Geldnachfrage hin. Ein solcher Befund stellt die monetäre Strategie der EZB in Frage, die wesentlich auf einer stabilen Beziehung zwischen den Geldbeständen und ökonomischen Fundamentalvariablen beruht. In diesem Artikel wird jedoch gezeigt, dass die Entwicklung von M3 sowohl kurz- und langfristig im Rahmen einer Standardspezifikation der Geldnachfrage durchaus gerechtfertigt werden kann. Wesentlich für dieses Ergebnis ist die Berücksichtigung und adäquate Interpretation der Inflationsrate in der Geldnachfragefunktion.

**Summary:** Recent econometric studies did not find evidence in favour of a stable long run money demand function. If the link between money balances and the macroeconomy is fragile, the rationale of monetary aggregates in the ECB strategy has to be doubted. In contrast to the bulk of the literature, we are able to identify a stable long run standard money demand relationship. The corresponding error correction model is robust to a number of specification tests. This result can be obtained when the role of the inflation rate in money demand is properly acknowledged.

JEL Klassifikation: C22, C52, E41

Keywords: Cointegration analysis, error correction, money demand, monetary policy

## 1 Problemstellung

Monetäre Aggregate dienen seit langem als wichtige Indikatoren für die Einschätzung künftiger Preisrisiken. Nach Abschluss aller Anpassungsvorgänge entspricht das Niveau der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage dem Produktionspotenzial, das durch die in der Volkswirtschaft herrschenden Angebotsbedingungen determiniert ist. Im langfristigen Gleichgewicht führt eine Änderung der Geldmenge zu einer Änderung des gleichgewichtigen Preisniveaus. In diesem Sinn ist Inflation ein monetäres Phänomen.

Die Entwicklung der Geldbestände enthält vor allem Informationen über die langfristigen Preisrisiken. Die Strategie der Europäischen Zentralbank (EZB) sieht entsprechend vor, dass geldpolitische Entscheidungen auf der Grundlage einer umfassenden Analyse der Preisrisiken getroffen werden. Die Strategie fußt auf zwei Säulen. Die so genannte wirtschaftliche Analyse ist auf die Beurteilung der kurz- bis mittelfristigen Determinanten der Preisentwicklung gerichtet. Die monetäre Analyse konzentriert sich dagegen auf einen längeren Horizont und basiert auf dem unterstellten langfristigen Zusammenhang zwischen Geldmenge und Preisen.

\* Der Beitrag aktualisiert das DIW Diskussionspapier 561 (Dreger und Wolters 2006).

\*\* DIW Berlin, E-Mail: [cdreger@diw.de](mailto:cdreger@diw.de)

\*\*\* Freie Universität Berlin, E-Mail: [wolters@wiviss.fu-berlin.de](mailto:wolters@wiviss.fu-berlin.de)

Die Entwicklung der Geldbestände verläuft seit einigen Jahren oberhalb des Referenzwertes der EZB von etwa 4.5%. Dieser bezieht sich auf die jährliche Wachstumsrate der Geldmenge M3, die neben dem Bargeldumlauf und den Sichteinlagen auch die Termin- und Spareinlagen enthält. Der Referenzwert setzt sich zusammen aus der mit Preisstabilität noch kompatiblen Inflation (unter 2%), der Entwicklung des Produktionspotenzials (2 bis 2,5%) und dem trendmäßigen Rückgang der Umlaufgeschwindigkeit des Geldes (0,5 bis 1%), der zu einem exogenen Anstieg der gewünschten Geldbestände führt. Die tatsächliche Entwicklung von M3 lag jedoch seit 2000 meist erheblich über dem Referenzwert. Dabei ist ein starkes Wachstum der Geldmenge bereits in früheren Perioden aufgetreten und war in aller Regel mit einer höheren Inflationsrate verbunden. Lediglich in der zweiten Hälfte der 1990er Jahre hat die Entwicklung dem heutigen Ziel der EZB in etwa entsprochen.

Die Entwicklung der Geldbestände wird zumeist im Kontext der Geldnachfrage untersucht. Dabei hat sich die Geldnachfrage in früheren Studien zumeist als stabil erwiesen, siehe unter anderem Fagan und Henry (1998), Funke (2001), Coenen und Vega (2001), Bruggemann, Donati und Warne (2003), Brand und Cassola (2004) und Holtemöller (2004a, b). Werden jedoch Daten nach 2001 in die Analyse einbezogen, zeigen sich zunehmend Instabilitäten, siehe etwa Gerlach und Svensson (2003) Greiber und Lemke (2005) und Carstensen (2006). Damit steht die Entwicklung von M3 nicht mehr im Einklang mit ihren makroökonomischen Bestimmungsfaktoren. Dieser Befund hat verschiedene Autoren dazu veranlasst, zusätzliche Variablen in die Analyse aufzunehmen oder mit permanenten Komponenten anstelle der beobachteten Größen zu arbeiten, siehe zum Beispiel Gerlach (2004), Neumann und Greiber (2004), Greiber und Lemke (2005), Carstensen (2006) und Greiber und Setzer (2007). Aus geldpolitischer Sicht ist ein solches Vorgehen allerdings nicht optimal, da es entweder einen breiteren Variablenkranz einbezieht, der nur von temporärer Bedeutung sein mag und/oder auf nicht direkt beobachtbaren Größen beruht, die insbesondere am aktuellen Rand nur schwer messbar sind.

Im Gegensatz zum Befund dieser neueren Literatur wird im Folgenden gezeigt, dass die Entwicklung des Geldmengenaggregats M3 sowohl kurz- und langfristig im Rahmen einer Standardspezifikation der Geldnachfrage gerechtfertigt werden kann. Wesentlich für dieses Ergebnis ist die Einbeziehung der Inflationsrate in die Geldnachfragefunktion, wobei die Standardinterpretation als Opportunitätskosten für Realkapital nur einen Teil der Bedeutung dieser Variablen erfasst. Entsprechend dieser Spezifikation zeigt der Geldüberhang, gemessen als die Abweichung der realen Geldmenge von ihren langfristigen Fundamentalfaktoren, insbesondere in der aktuellen Periode keine Anzeichen für zukünftige Inflationsrisiken.

Im Folgenden wird die Standardspezifikation der Geldnachfrage dargestellt und die Datenlage diskutiert (Abschnitt 2). Danach wird geprüft, ob zwischen der Geldnachfrage und ihren makroökonomischen Bestimmungsfaktoren langfristige Beziehungen bestehen (Abschnitt 3). Empirisch zeigt sich ein langfristiges Gleichgewicht, das mit einer Standardspezifikation der Geldnachfrage vereinbar ist. Das darauf aufbauende Fehlerkorrekturmodell verdeutlicht, dass die kurzfristige Dynamik von M3 adäquat erfasst werden kann (Abschnitt 4). Die wesentlichen Ergebnisse sind in Abschnitt 5 zusammengefasst.

## 2 Spezifikation der Geldnachfrage

Die nominale Geldnachfrage  $M$  wird in der Regel in Abhängigkeit von Preisen  $P$  und der gesamten realen Wirtschaftstätigkeit  $Y$ , die als Näherungswert für das Transaktionsvolumen der Volkswirtschaft steht, sowie in Abhängigkeit von den Opportunitätskosten der Geldhaltung  $OC$  ausgedrückt (Ericsson 1998). Der Analyse liegt meist die Modellierung der Realkassenhaltung

$$\frac{M}{P} = f(Y_+, OC_-) \quad (1)$$

zugrunde, bei der die Homogenität vom Grade 1 der nominalen Geldnachfrage in Bezug auf das Preisniveau qua Annahme erfüllt ist. Steigt das Preisniveau um einen bestimmten Prozentsatz, nimmt die Kassenhaltung genau in diesem Umfang zu, sodass die Kaufkraft der Geldbestände erhalten bleibt. In Gleichung (1) sind die Richtungen der Reaktionen der realen Geldnachfrage in Bezug auf die erklärenden Variablen festgehalten. Steigt das Realeinkommen, nimmt der Liquiditätsbedarf in der Volkswirtschaft zu, um das höhere Transaktionsvolumen zu bewältigen. Bei einem Anstieg der Opportunitätskosten geht die Geldnachfrage dagegen zurück, weil die Haltung von Geld im Vergleich zu Gütern und Wertpapieren relativ teurer wird.

Im Allgemeinen werden verschiedene Größen herangezogen, um die Opportunitätskosten der Geldhaltung zu messen. Dabei kommen vor allem Geld- und Kapitalmarktzinsen sowie Inflationsraten in Betracht. Die Zinsvariablen erfassen den entgangenen Ertrag einer alternativen Wertpapieranlage, während die Inflationsrate auf die Kosten des gegenwärtigen Verzichts des Erwerbs von Gütern und Dienstleistungen abzielt. Darüber hinaus ändert sich die Kaufkraft des realen Kassenbestandes, sofern die nominale Geldnachfrage infolge von Anpassungskosten nicht mehr unmittelbar auf Änderungen des Preisniveaus reagiert (Wolters und Lütkepohl 1997).

Der Zeitraum seit Einführung der Europäischen Währungsunion (EWU) ist noch zu kurz, um belastbare empirische Ergebnisse zu erhalten. Daher wurde er mit Daten aus der Periode des Europäischen Währungssystems (EWS) ergänzt, die aus nationalen Reihen abgeleitet werden. Dafür stehen verschiedene Aggregationsmethoden zur Verfügung, die allerdings zu abweichenden Ergebnissen führen können, siehe Artis und Beyer (2004). Die Unterschiede sind allerdings für die Variablen der Geldnachfrage ab 1983 vernachlässigbar (Bosker 2006). Da das EWS zur gleichen Zeit ohne ständige Wechselkursanpassungen über einen längeren Zeitraum hinweg existierte, ist dies der geeignete Startpunkt der Untersuchung.

Die Analyse basiert auf saisonbereinigten Quartalsdaten im Zeitraum von 1983.1 bis 2004.4. Die Daten zur Geldmenge  $M3$  und den Zinssätzen sind den Monatsberichten der EZB entnommen. Stellvertretend für die Geldmarktsätze wird der 3-Monatsatz, für Anlagen am Kapitalmarkt der Zinssatz für Staatsanleihen mit 10-jähriger Restlaufzeit betrachtet. Das Realeinkommen wird mit dem realen Bruttoinlandsprodukt, das Preisniveau mit dem dazugehörigen Deflator approximiert. Beide Variablen werden ab 1991.1 von Eurostat ausgewiesen. Für den früheren Zeitraum von 1983.1 bis 1990.4 wird zunächst auf den Datenbestand von Brand und Cassola (2004) zurückgegriffen, der den meisten empiri-

schen Arbeiten zugrunde liegt. Um die Robustheit der Ergebnisse zu überprüfen, werden zusätzliche Schätzungen, die auf den Datensätzen von Golinelli und Pastorello (2002) sowie von Beyer, Doornik und Hendry (2001) beruhen, durchgeführt. Der empirischen Analyse liegt die Beziehung

$$(m - p)_t = \beta_1 y_t + \beta_2 r s_t + \beta_3 r l_t + \beta_4 \pi_t \quad (2)$$

zugrunde. Bis auf die Zinssätze sind sämtliche Variablen logarithmiert, was durch Kleinbuchstaben gekennzeichnet ist. Die Opportunitätskosten der Geldhaltung werden durch den kurzfristigen ( $rs$ ) und den langfristigen ( $rl$ ) Zinssatz sowie durch die Inflationsrate ( $\pi$ ) approximiert. Die Inflationsrate ergibt sich aus der annualisierten ersten Differenz des logarithmierten Deflators des Bruttoinlandsprodukts.

Der Parameter  $\beta_1$  bezeichnet die Elastizität der Geldnachfrage in Bezug auf das Realeinkommen, während  $\beta_2$ ,  $\beta_3$  und  $\beta_4$  die Semielastizitäten in Bezug auf die jeweiligen Zinssätze und die Inflationsrate angeben. Die Berücksichtigung der Inflationsrate erlaubt es zusätzlich, dass die langfristig unterstellte Homogenität zwischen Geldmenge und Preisen kurzfristig nicht mehr gelten muss. Der Index  $t$  ist der Zeitindex.

### 3 Langfristige Gleichgewichtsbeziehung

Die Auswahl ökonometrischer Methoden wird wesentlich von den Zeitreiheneigenschaften der involvierten Variablen bestimmt. Es zeigt sich, dass alle beteiligten Größen, also reale Geldmenge, Realeinkommen, nominale Zinssätze und Inflationsrate nichtstationär, genauer integriert der Ordnung 1 sind. Sie enthalten stochastische Trends, sodass eine Kointegrationsanalyse den geeigneten Rahmen für die Untersuchung bildet. Die Kointegrationsbeziehung ist als langfristige Gleichgewichtsbeziehung interpretierbar, von der temporär Abweichungen auftreten können. Diese haben jedoch keinen dauerhaften Bestand, da systemimmanente Stabilisatoren dazu führen, dass eine Rückkehr zum Gleichgewicht besteht. Damit lässt sich die Kointegrationsbeziehung als Gleichgewicht zwischen nichtstationären Variablen beschreiben, das sich nach einem vollständigen Ablauf kurzfristiger Anpassungsprozesse einstellt.

Die Kointegrationsanalyse wird nach der Methode von Johansen (1995) durchgeführt. Dabei wird zunächst der Kointegrationsrang geschätzt. Dieser gibt die Anzahl der linear unabhängigen Gleichgewichtsbeziehungen an, die im jeweils betrachteten System vorliegen. Um die Robustheit der gefundenen Ergebnisse beurteilen zu können, werden zunächst bivariate und trivariate Systeme betrachtet, da bei dem Johansen-Ansatz – wegen der dann geringeren Anzahl von Freiheitsgraden – die Gefahr besteht, dass in höher dimensionierten Systemen nicht alle Kointegrationsbeziehungen entdeckt werden. Die Ergebnisse sind in Tabelle 1 zusammengestellt.

In den Systemen  $(m-p, y, \pi)$  und  $(rs, \pi)$  zeigt die Trace-Teststatistik jeweils eine Kointegrationsbeziehung an. Dieser Befund deutet auf die Existenz einer Gleichgewichtsbeziehung für die reale Geldmenge hin. Zusätzlich könnte die Fisher-Hypothese eines stationären Realzinssatzes oder eine Zinsregel erfüllt sein.

Tabelle 1

## Kointegrationsrang für ausgewählte Variablengruppen

Variablen	Konstante	Kointegrationsrang	Trace-Statistik Lagordnung	Korrigierte Trace-Statistik	
$m-p, y$	c_u, dum	0	9.04		
		1	2.01 [n=1]		
$rl, \pi$	c_r	0	19.82(*)	18.92(*)	
		1	4.40 [n=2]		
$rs, \pi$	c_r	0	32.10**	31.37**	
		1	4.82 [n=1]		
$rl, rs$	c_r	0	17.35		
		1	4.23 [n=2]		
$rl, rs, \pi$	c_r	0	32.55(*)	30.33	
		1	17.06(*)		15.89
		2	4.49 [n=2]		
$m-p, y, \pi$	c_u, dum	0	50.03**	48.32**	
		1	8.39		
		2	2.25 [n=1]		
$m-p, y, rl$	c_u, dum	0	19.12		
		1	5.68		
		2	1.35 [n=1]		
$m-p, y, rs$	c_u, dum	0	25.57		
		1	10.78		
		2	0.03 [n=1]		

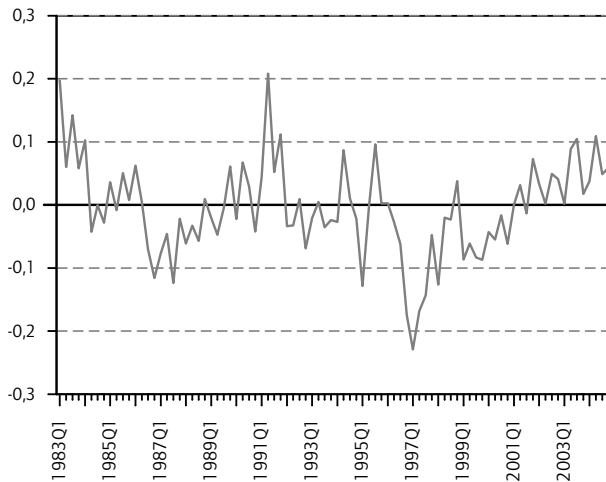
Beobachtungszeitraum 1983.1–2004.4. Zusätzlich enthalten die Modelle eine Konstante. Diese ist in den Gruppen, die nur aus Zinssätzen und der Inflationsrate bestehen, auf die Kointegrationsbeziehung beschränkt (c\_r), ansonsten unrestringiert (c\_u). Ferner werden in den Systemen, in denen die Geldmenge involviert ist, zwei Impulsdummies (dum) einbezogen, die für die deutsche Vereinigung (1990.2) sowie für den Zusammenbruch der spekulativen Blase an den Aktienmärkten (2001.1) stehen. Sie sind gleich 1 im angegebenen Zeitpunkt und ansonsten gleich 0. Die kritischen Werte für die Trace-Statistik sind bei MacKinnon, Haug und Michelis (1999) tabelliert. Die Korrektur der kritischen Werte infolge kleiner Stichproben hat Reimers (1992) vorgeschlagen. (\*), \*\*, \*\* indizieren Signifikanz auf dem 0.10-, 0.05- und 0.01-Niveau. Die Laglänge der zugrunde liegenden vektorautoregressiven Modelle ist durch das Schwarz Kriterium determiniert.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Da hier die Geldnachfragefunktion im Vordergrund steht, beschränken wir uns auf die Kointegrationsbeziehung aus dem System ( $m-p, y, \pi$ ). Diese Interpretation ist auch deshalb zulässig, da der Anpassungskoeffizient im Vektorfehlerkorrekturmodell für diese Kointegrationsbeziehung in der Gleichung für  $\Delta(m-p)$  signifikant ist.<sup>1</sup> Der Fehlerkorrekturterm

$$ec = (m - p) - 1.238y + 5.162\pi \quad (3)$$

Abbildung 1

**Entwicklung des Fehlerkorrekturterms aus Gleichung (3)**

Beobachtungsperiode 1983.1–2004.4.

Quelle: Eigene Berechnungen.

gibt die temporären Abweichungen – den Geldüberhang – von der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung an und ist in Abbildung 1 dargestellt. Es zeigt sich, dass in der Periode nach 2000 keine ungewöhnlich starken Geldüberhänge zu verzeichnen sind.

Die Erklärungsgrößen weisen in der langen Frist die theoretisch erwarteten Vorzeichen auf. Speziell wird die reale Geldmenge bei einem Anstieg der Realeinkommen ausgedehnt, und bei einer höheren Inflationsrate reduziert. Die Einkommenselastizität der Geldmenge ist mit 1.24 etwas größer als 1. Bei der quantitativen Interpretation des Inflationsinflusses ist zu beachten, dass die Verlaufsdaten in annualisierter Form gemessen sind. Um die Reaktion der realen Geldmenge pro Quartal zu erhalten, ist der geschätzte Koeffizient noch durch 4 zu dividieren.

Die Kointegrationsbeziehung bleibt stabil, wenn man der Analyse alternative Zeiträume zugrunde legt (Dreger und Wolters 2006). Es ergeben sich zwar unterschiedliche Punktschätzer, die Unterschiede sind aber zumeist nicht statistisch signifikant. Die Stabilität der Kointegrationsbeziehung wurde zusätzlich durch rekursive Trace-Statistiken getestet, wobei die Signifikanz der Langfristbeziehung klar bestätigt wird. Ähnliche Kointegrationsbeziehungen sind in früheren Zeiträumen für Deutschland gefunden worden (Wolters, Teräsvirta und Lütkepohl 1998 und Lütkepohl und Wolters 2003). Die Robustheit der Ergebnisse zeigt sich auch, wenn die Datensätze von Beyer, Doornik und Hendry (2001) sowie von Golinello und Pastorello (2002) für die Periode vor der Einführung der EWU

<sup>1</sup> Betrachten wir das System  $(m-p, y, rs, \pi)$  kann die Nullhypothese, nach der der Geldmarktsatz in der Kointegrationsbeziehung einen Koeffizienten von 0 hat, nicht abgelehnt werden (Chi-Quadrat-Wert 1.37, p-Wert 0.24). Danach kann der Geldmarktsatz von der weiteren Diskussion ausgeschlossen werden. Die hier nicht weiter diskutierten Ergebnisse sind auf Anfrage erhältlich.

Tabelle 2

**Schätzung der Kointegrationsparameter**

	$\beta_1(\nu)$	$\beta_2(\pi)$	Korrigierte Trace-Statistik
Brand, Cassola (2004)	1.24 (0.09)	-5.16 (0.72)	48.32**
Golinelli, Pastorello (2002)	0.94 (0.19)	-9.42 (1.79)	30.46*
Beyer, Doornik, Hendry (2001)	1.36 (0.05)	-4.49 (1.06)	35.75*

Beobachtungszeitraum 1983.1–2004.4. Die Modelle enthalten eine unrestringierte Konstante und Impulsdummies; siehe Anmerkungen zu Tabelle 1. Standardfehler in Klammern.

Quelle: Eigene Berechnungen.

verwendet werden (Tabelle 2). Alles in allem spricht die empirische Evidenz deutlich für die Existenz einer Gleichgewichtsbeziehung mit zeitstabilen Langfristparametern.

#### 4 Kurzfristige Dynamik der Geldnachfrage

Ob die gefundene Kointegrationsbeziehung tatsächlich im Sinne einer Geldnachfrage interpretierbar ist, wird zusätzlich im Rahmen der kurzfristigen Analyse mit einem bedingten Einzelgleichungsansatz überprüft. Dabei wird ein Fehlerkorrekturmodell spezifiziert, das die Dynamik der Geldnachfrage beschreibt. Sofern diese vom Fehlerkorrekturterm abhängig, also die Geldmenge nicht (schwach) exogen ist, reagiert die Geldnachfrage bei Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht.

Im Folgenden wird die univariate Fehlerkorrekturdarstellung der Geldnachfrage entwickelt, wobei der Fehlerkorrekturterm  $ec$  aus Gleichung (3) verwendet wird. Dabei wird mit einem umfangreichen Modell begonnen, in dem schrittweise nicht signifikante Variablen eliminiert werden. Das Ausgangsmodell enthält neben dem verzögerten Fehlerkorrekturterm die Veränderungen der Verzögerungen der realen Geldmenge sowie die zeitgleichen und verzögerten Werte der Veränderungen von Inflationsrate, kurz- und langfristigen Zinssätzen. Die maximale Verzögerung beträgt ein halbes Jahr, also 2 Perioden. Die letztendliche Spezifikation ist in Gleichung (4) ersichtlich.

Danach wird die kurzfristige Dynamik der Realkasse von eigenen Verzögerungen bestimmt, sodass aus empirischer Sicht längerfristige Anpassungsprozesse an optimale Bestände in Rechnung zu stellen sind. Laufende und verzögerte Schwankungen der Inflationsrate liefern einen zusätzlichen Erklärungsbeitrag. Darüber hinaus passt sich die Geldnachfrage bei Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht an. Der entsprechende Feedbackparameter ( $-0.023$ ) ist negativ, sodass bei Störungen die Geldnachfrage so reagiert, dass die Langfristrelation wieder erreicht wird. Daher ist auch das Fehlerkorrek-

turmodell (4) mit der Existenz einer Standardgeldnachfrage vereinbar ( $t$ -Werte in Klammern)<sup>2</sup>.

$$\begin{aligned} \Delta(m-p)_t = & -0.007 - 0.023 ec_{t-1} + 0.033 d902 + 0.032 d011 - 0.218 \Delta(\pi_t) \\ & (-1.60) \quad (-2.86) \quad (7.11) \quad (6.73) \quad (-5.13) \\ & - 0.113 \Delta(\pi_{t-1}) + 0.208 \Delta(m-p)_{t-1} + 0.140 \Delta(m-p)_{t-2} \\ & (-2.58) \quad (2.83) \quad (1.92) \end{aligned} \quad (4)$$

T=88 (1983.1-2004.4)

Der Befund bleibt bei alternativen Datensätzen erhalten. So ist Gleichung (4a) mit den Zeitreihen von Golinelli und Pastorello (2002) und Gleichung (4b) mit denen von Beyer, Doornik und Hendry (2001) geschätzt. Die Fehlerkorrekturterme sind entsprechend den Angaben in der Tabelle 2 berechnet.

$$\begin{aligned} \Delta(m-p)_t = & 0.017 - 0.006 ec_{t-1} + 0.038 d981 + 0.030 d011 + 0.052 \Delta(\pi_{t-2}) \\ & (2.46) \quad (-1.64) \quad (8.26) \quad (6.62) \quad (1.31) \\ & + 0.286 \Delta(m-p)_{t-1} + \hat{u}_t \\ & (4.08) \end{aligned} \quad (4a)$$

$$\begin{aligned} \Delta(m-p)_t = & 0.017 - 0.019 ec_{t-1} + 0.032 d011 - 0.313 \Delta(\pi_t) \\ & (-2.56) \quad (-3.12) \quad (4.71) \quad (-2.05) \\ & - 0.235 \Delta(\pi_{t-1}) + 0.181 \Delta(m-p)_{t-1} + 0.176 \Delta(m-p)_{t-2} + \hat{u}_t \\ & (-1.57) \quad (1.97) \quad (1.92) \end{aligned} \quad (4b)$$

T=88 (1983.1-2004.4)

Bei den Golinelli und Pastorello (2002) Daten wird ein künstlicher Strukturbruch in der realen Geldmenge erzeugt, da die Reihen 1997.4 enden. Damit wird eine zusätzliche Impulsdummy für 1998.1 erforderlich. Auch dadurch verliert der Fehlerkorrekturterm seine Signifikanz auf dem 0.05-Niveau, bleibt aber mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10% relevant.

Schließlich ist die Fehlerkorrekturgleichung robust gegenüber einer Reihe von Spezifikationstests (Tabelle 3). So zeigen die Residuen der Regressionen die klassischen Eigenschaften. Sie sind im Allgemeinen frei von Autokorrelation und Heteroskedastizität sowie normalverteilt, sodass die gesamte systematische Dynamik der Geldnachfrage durch das Fehlerkorrekturmodell erfasst wird. Darüber hinaus lässt sich zeigen, dass die Regressionsparameter im Zeitablauf stabil sind.

<sup>2</sup> Zur Definition der Impulsdummies ( $d902$  und  $d011$ ) siehe die Anmerkungen zu Tabelle 1.



Tabelle 3

**Spezifikationstests der Fehlerkorrekturmodelle**

Daten nach Brand und Cassola (2004)

R <sup>2</sup> =0.59	SE=0.0046	SC=-7.62
JB=1.44 (0.49)		
LM(1)=0.07 (0.79)	LM(4)=1.77 (0.14)	LM(8)=1.30 (0.26)
ARCH(1)=1.71 (0.19)	ARCH(4)=1.26 (0.29)	ARCH(8)=0.64(0.74)

Daten nach Golinelli und Pastorello (2002)

R <sup>2</sup> =0.59	SE=0.0045	SC=-7.73
JB=0.78 (0.68)		
LM(1)=5.38 (0.02)	LM(4)=3.77 (0.01)	LM(8)=3.22 (0.01)
ARCH(1)=0.02 (0.89)	ARCH(4)=0.67 (0.62)	ARCH(8)=0.72(0.67)

Daten nach Beyer, Doornik und Hendry (2001)

R <sup>2</sup> =0.31	SE=0.0065	SC=-6.96
JB=0.90 (0.64)		
LM(1)=0.84 (0.36)	LM(4)=2.13 (0.08)	LM(8)=1.20 (0.31)
ARCH(1)=0.02 (0.88)	ARCH(4)=0.13 (0.97)	ARCH(8)=0.59(0.78)

Beobachtungsperiode 1983.1–2004.4. R<sup>2</sup> = bereinigtes R-Quadrat, SE = Standardfehler der Regression, SC = Schwarz Kriterium, JB = Jarque-Bera Test, LM = Lagrange Multiplier Test auf Autokorrelation, ARCH = Lagrange Multiplier Test auf bedingte Heteroskedastizität, p-Werte in Klammern.

Quelle: Eigene Berechnungen.

**5 Fazit**

Die aktuellen empirischen Studien weisen zunehmend auf Instabilitäten in der aggregierten Geldnachfrage M3 im Euroraum hin. Die Variablen in der Geldnachfrage sind nicht länger kointegriert, wenn Daten ab 2001 einbezogen werden, und die Parameter des Zusammenhangs scheinen fortwährenden Strukturbrüchen unterworfen zu sein. Im Gegensatz zu diesem Befund zeigt die hier vorgetragene Stabilitätsanalyse, dass die Entwicklung von M3 sowohl kurz- und langfristig im Rahmen einer Standardspezifikation der Geldnachfrage gerechtfertigt werden kann. Wesentlich für dieses Ergebnis ist die Berücksichtigung und adäquate Interpretation der Inflationsrate in der Geldnachfrage. Damit besteht nach wie vor eine stabile Beziehung zwischen der Geldmenge und den ökonomischen Fundamentalvariablen, die die Verwendung des Geldmengenaggregats in der monetären Strategie der EZB rechtfertigt. Im Vergleich zu den Arbeiten von Greiber und Lemke (2005), Carstensen (2006) und Greiber und Setzer (2007) folgt dieses stabile Ergebnis mit einer Standardspezifikation. Es müssen weder unbeobachtbare Variablen geschätzt noch Größen einbezogen werden, die nur eine spezielle Situation erfassen.

## Literaturverzeichnis

- Artis, M. und A. Beyer (2004): Issues in money demand. The case of Europe. *Journal of Common Market Studies*, 42, 717–736.
- Beyer, A., J.A. Doornik und D.F. Hendry (2001): Constructing historical euro-zone data. *Economic Journal*, 111, F102–F121.
- Bosker, E.M. (2006): On the aggregation of eurozone data. *Economics Letters*, 90, 260–265.
- Brand, C. und N. Cassola (2004): A money demand system for euro area M3. *Applied Economics*, 8, 817–838.
- Bruggemann, A., P. Donati und A. Warne (2003): Is the Demand for Euro Area M3 Stable? In: O. Issing (Hrsg.): *Background Studies for the ECB's Evaluation of Monetary Policy Strategy*. ECB Frankfurt, 245–300.
- Carstensen, K. (2006): Stock market downswing and the stability of European Monetary Union money demand. *Journal of Business and Economic Statistics*, 24, 395–402.
- Coenen, G. und J.-L. Vega (2001): The demand for M3 in the euro area. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 727–748.
- Dreger, C. und J. Wolters (2006): *Investigating money demand in the euro area. New evidence based on standard models*. DIW Diskussionspapier 561. Berlin.
- Ericsson, N.R. (1998): Empirical modelling of money demand. *Empirical Economics*, 23, 295–315.
- Fagan, G. und J. Henry (1998): Long run money demand in the EU: Evidence for area-wide aggregates. *Empirical Economics*, 23, 483–506.
- Funke, M. (2001): Money demand in Euroland. *Journal of International Money and Finance*, 20, 701–713.
- Gerlach, S. (2004): The two pillars of the European Central Bank. *Economic Policy*, 19, 389–439.
- Gerlach, S. und L.O.E. Svensson (2003): Money and inflation in the Euro Area: a case for monetary indicators? *Journal of Monetary Economics*, 50, 1649–1672.
- Greiber, C. und W. Lemke (2005): Money demand and macroeconomic uncertainty. Deutsche Bundesbank Discussion Paper 26/05. Frankfurt a.M.
- Greiber, C. und R. Setzer (2007): Money and housing – evidence for the euro area and the US. Deutsche Bundesbank Discussion Paper 12/07. Frankfurt a.M.
- Golinelli, R. und S. Pastorello (2002): Modelling the demand for M3 in the Euro Area. *European Journal of Finance*, 8, 371–401.
- Holtmöller, O. (2004a): Aggregation of national data and stability of euro area money demand. In: C. Dreger und G. Hansen (Hrsg.): *Advances in macroeconomic modeling*. Papers and Proceedings of the 3rd IWH Workshop in Macroeconometrics. Baden-Baden, Nomos, 181–203.
- Holtmöller, O. (2004b): A monetary vector error correction model of the euro area and implications for monetary policy. *Empirical Economics*, 29, 553–574.
- Johansen, S. (1995): *Likelihood based inference in cointegrated vector autoregressive models*. Oxford, Oxford University Press.
- Lütkepohl, H. und J. Wolters (2003): Transmission of German monetary policy in the pre-euro period. *Macroeconomic Dynamics*, 7, 711–733.
- MacKinnon, G., A. Haug und L. Michelis (1999): Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. *Journal of Applied Econometrics*, 14, 563–577.

- Neumann, M.J.M. und K. Greiber (2004): Inflation and core money growth in the euro area. Deutsche Bundesbank Discussion Paper 36/04. Frankfurt a.M.
- Reimers, H.-E. (1992): Comparisons of tests for multivariate cointegration. *Statistical Papers*, 33, 335–359.
- Wolters, J. und H. Lütkepohl (1997): Die Geldnachfrage für M3: Neue Ergebnisse für das vereinigte Deutschland. *ifo Studien*, 43, 35–54.
- Wolters, J., T. Teräsvirta und H. Lütkepohl (1998): Modeling the demand for M3 in the Unified Germany. *Review of Economics and Statistics*, 80, 399–409.