Hat die Finanzkrise zu einer instabilen Geldnachfrage geführt?

CHRISTIAN DREGER UND JÜRGEN WOLTERS

Christian Dreger, DIW Berlin – Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, E-Mail: cdreger@diw.de
Jürgen Wolters, Freie Universität Berlin, E-Mail:wolters@wiwiss.fu-berlin.de

Zusammenfassung: Eine stabile Geldnachfrage ist eine Grundvoraussetzung für eine erfolgreiche Geldpolitik der Europäischen Zentralbank (EZB). In diesem Beitrag wird untersucht, ob die Geldnachfrage im Euroraum auch im Laufe der Finanzkrise die Bedingung der Stabilität erfüllt. Die Ergebnisse zeigen, dass die Entwicklung der Geldmenge M3 auch während der Finanzkrise in Einklang mit den makroökonomischen Fundamentalvariablen steht. Aus empirischer Sicht sind insbesondere solche Ansätze erfolgreich, die den Immobilienpreisen eine maßgebliche Rolle bei der Erklärung der Geldnachfrage zubilligen.

Summary: A stable money demand relationship is one of the pre-conditions for a successful monetary policy of the European Central Bank (ECB). In this contribution we examine the stability of money demand in the euro area by taken the period of the financial crisis into account. Our results indicate that the broad monetary aggregate M3 has developed still in line with the macroeconomic fundamentals. From an empirical perspective, the specifications should include house prices, as they play a significant role in explaining money demand.

→ JEL Classification: C22, C52, E41
→ Keywords: Money demand, stability, wealth effects, error correction analysis

Dem Beitrag liegt der Artikel von Christian Dreger und Jürgen Wolters (2010c): Money demand and the role of monetary indicators in forecasting euro area inflation, DIW Diskussionspapier 1064 zugrunde.

DOI https://doi.org/10.3790/vjh.79.4.135
Generated at 88.198.162.162 on 2025-07-15 05:38:02

FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

1 Einführung

Die Erreichung und Beibehaltung der Stabilität des Preisniveaus ist ein Hauptziel für Zentralbanken auf der ganzen Welt. Vor allem mittel- und langfristig ist die Inflation ein inhärent monetäres Phänomen (Benati 2009). Die Entwicklung der Geldbestände enthält wichtige Informationen über die längerfristigen Preisrisiken und spielt deshalb auch eine wesentliche Rolle innerhalb der geldpolitischen Strategie der EZB. Die Dynamik der Geldbestände wird meist im Kontext der Geldnachfrage interpretiert. Dies setzt indes eine stabile Beziehung zwischen der Geldmenge und der realwirtschaftlichen Entwicklung voraus.

Viele Studien haben jedoch die Robustheit der Geldnachfrage in Zweifel gezogen, vor allem wenn Daten nach der Einführung des Euro als gemeinsame Währung einbezogen werden, siehe zum Beispiel Gerlach (2004), Greiber und Lemke (2005) und Carstensen (2006). Danach würde die Entwicklung von M3 nicht mehr im Einklang mit den makroökonomischen Bestimmungsfaktoren stehen. Dieser Befund hat verschiedene Autoren veranlasst, weitere 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) und Carstensen (2006). Aus geldpolitischer Sicht ist ein solches Vorgehen allerdings nicht optimal, da es entweder Variablen einbezieht, die nur von temporärer Bedeutung sein mögen und/oder auf nicht direkt beobachtbaren Größen beruhen, die immer ein großes Maß an Unsicherheit bei der Spezifikation in sich bergen.

Dreger und Wolters (2007, 2010a) haben gezeigt, dass die Probleme auf eine unzureichende Spezifikation der Opportunitätskosten der Geldhaltung zurückzuführen sein können. Die Instabilitäten können deutlich vermindert werden, wenn die Inflationsrate in den Opportunitätskosten enthalten ist. Daneben zeigt sich eine dauerhafte Erhöhung der Einkommenselastizität der Geldnachfrage nach dem Jahr 2002, die zeitlich mit der Einführung des Euro als Zahlungsmittel zusammenfällt. Obwohl der Anstieg quantitativ gering ausfällt, kann seine Modellierung die Stabilität der Geldnachfrage verbessern (Dreger und Wolters 2010b). Die höhere Einkommenselastizität kann zum einen verbesserte Einkommenserwartungen in der Währungsunion reflektieren. Zum anderen könnte die Entwicklung von Vermögensbeständen dahinter stehen, siehe Greiber und Setzer (2007) und Beyer (2009). Auch Dreger und Wolters (2009) haben Evidenz für die Relevanz von Vermögenseffekten in der Geldnachfrage nach M3 vorgelegt. Inwieweit die Finanzkrise die Beziehung beeinflusst hat, ist bisher noch weitgehend unklar. Eine Ausnahme ist Beyer (2009), der Evidenz für eine stabile Nachfrage nach M3 mit vorläufigen Daten bis Ende 2008 erhalten hat. Ähnlich wie in Dreger und Wolters (2009 und 2010b) ist die Einbeziehung der Inflation entscheidend, um das Ergebnis zu erzielen.

In diesem Beitrag wird untersucht, ob die Geldnachfrage im Euroraum über den längeren Zeitraum bis 2010.2 stabil geblieben ist. Diese Periode bezieht die Finanzkrise von 2007–09 mit ein. So hat die Finanzkrise zu deutlichen Vermögenseinbrüchen geführt, während die reale Geldmenge weiter zugelegt hat. Entsprechend der früheren Evidenz wird der Bruch im Jahr 2002 im Rahmen von zwei unterschiedlichen Spezifikationen erfasst. Zum einen wird eine höhere Einkommenselastizität (Einkommensmodell), zum anderen eine höhere Vermögenselastizität (Vermögensmodell) zugelassen. Als wichtigstes Ergebnis bleibt festzuhalten, dass sich die Geldnachfrage auch zu Zeiten der Finanzkrise als sehr robust erweist, wenn man die Vermögensabhängigkeit der Geldnachfrage einbezieht. Die langfristigen Parameter zeigen nur geringe Schwankungen im Zeitablauf. Dabei wird das Vermögen wie in internationalen Studien üblich

DOI https://doi.org/10.3790/vjh.79.4.135
Generated at 88.198.162.162 on 2025-07-25 05:38:07
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

durch die realen Vermögenspreise approximiert (Europäische Zentralbank 2009). Infolge der früheren Evidenz werden hier die realen Immobilienpreise herangezogen (Dreger und Wolters 2009).

Der Rest dieses Beitrags gliedert sich wie folgt: In Abschnitt 2 wird die Spezifikation der Geldnachfrage dargestellt, die der empirischen Untersuchung zugrunde liegt. Die verwendeten Daten werden in Abschnitt 3 diskutiert, und die Ergebnisse werden in Abschitt 4 vorgelegt. Die Arbeit schließt in Abschnitt 5 mit einer Zusammenfassung der wesentlichen Resultate.

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 Approximation für das Transaktionsvolumen der Volkswirtschaft herangezogen wird, dem realen Vermögensbestand W sowie den Opportunitätskosten der Geldhaltung modelliert (Ericsson 1998, Beyer 2009). In unserem Ansatz umfassen kurzfristige (rs) und langfristige (rl) Zinssätze sowie die annualisierte Inflationsrate (π) die Opportunitätskosten. In der Beziehung, die der Schätzung zugrunde liegt

$$(m-p)_t = \delta_0 + \delta_1 y_t + \delta_2 w_t + \delta_3 rl_t + \delta_4 rs_t + \delta_5 \pi_t$$

gehen Geldmenge, Preisniveau, Realeinkommen und Vermögen in logarithmierter Form ein, was durch die Kleinbuchstaben zum Ausdruck kommt. Steigt das Realeinkommen, nimmt der Liquiditätsbedarf in der Volkswirtschaft zu, um das höhere Transaktionsvolumen zu bewältigen. Bei einem Anstieg der Opportunitätskosten sinkt die Geldnachfrage, weil die Haltung von Geld im Vergleich zu Gütern und Wertpapieren relativ teurer wird. Dabei wird oft die Zinsstruktur, also die Differenz zwischen dem lang- und kurzfristigen Zinssatz betrachtet, um die Opportunitätskosten relativ zur Ertragsrate der Geldbestände zu messen. Die Inflationsrate ist auf die Substitution zwischen Geld und Gütern gerichtet. Bei anziehender Inflation wird die Geldhaltung weniger attraktiv. Weiterhin wird es durch die Inflationsrate ermöglicht, dass die langfristig unterstellte Homogenität zwischen Geldmenge und Preisen kurzfristig nicht mehr gelten muss. Ebenso wird a priori kein Anpassungsprozess in realen oder nominalen Termen angenommen. Aus allen diesen Gründen ist letztlich die Interpretation des geschätzten Koeffizienten nicht eindeutig (Wolters und Lütkepohl 1997). Die Vermögensabhängigkeit der Geldhaltung ergibt sich, weil Geld eine Form der Vermögensanlage darstellt und somit in Portfolioentscheidungen eine Rolle spielt. Allerdings ist die Wirkungsrichtung aus theoretischer Sicht unbestimmt. Zum einen führt ein Anstieg des Vermögens zu einer steigenden Nachfrage für alle finanziellen Aktiva, sodass der Einfluss positiv wäre. Zum anderen kommt es zu einer Substitution zwischen Kassenbeständen und Vermögen, sodass eine rückläufige Geldhaltung resultieren könnte.

3 Beschreibung der Datenbasis

Der Zeitraum seit Einführung der Europäischen Währungsunion ist noch zu kurz, um belastbare empirische Ergebnisse zu erhalten. Daher wird er mit Daten aus der Periode des Europäischen Währungssystems ergänzt, die aus nationalen Reihen abgeleitet werden. Unterschiede in den

DOI https://doi.org/10.3790/vjh.79.4.135
Generated at 88.198.162.162 on 2025-07-25 05:38:02
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Aggregationsmethoden sind vernachlässigbar, wenn Daten ab 1983 betrachtet werden (Bosker 2006, Beyer und Juselius 2010). Daher basiert die Analyse auf saisonbereinigten Quartalsdaten im Zeitraum von 1983.1 bis zum aktuellen Rand (2010.2).

Die Daten zur Geldmenge M3 und den nominalen Zinssätzen sind den Monatsberichten der EZB entnommen[1]. Für die Geldmarktsätze wird der 3-Monatssatz, für Anlagen am Kapitalmarkt der Zinssatz für Staatsanleihen mit zehnjähriger 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 wird auf die von Brand und Cassola (2004) publizierten Daten zurückgegriffen. Das reale Vermögen wird durch den mit dem Deflator des Bruttoinlandsprodukts deflationierten Immobilienpreisindex approximiert. Der nominale, auf vierteljährliche Werte interpolierte Index stammt von der Bank für Internationalen Zahlungsausgleich.

Die Entwicklung der Variablen ist in Abbildung 1 dargestellt. Dabei enthält Teil A die Variablen in ihren Niveaus, während Teil B die Variablen in den ersten Differenzen zeigt. Die Niveauvariablen enthalten offensichtlich stochastische Trends, während die differenzierten Variablen stationär sind. Dieses in vielen empirischen Studien untermauerte Ergebnis impliziert, dass die Untersuchung der Geldnachfrage im Rahmen einer Kointegrationsanalyse für integrierte Variablen der Ordnung 1 erfolgen sollte. Der hier verwendete ökonometrische Ansatz ist ein Fehlerkorrekturmodell.

In der Entwicklung der Geldbestände (siehe Abbildung 1B) können zwei Ausreißer festgestellt werden, die auf die deutsche Vereinigung (1990.2) und auf die Turbulenzen an den Aktienmärkten nach dem Platzen der Dotcom-Blase (2001.1) zurückzuführen sind. Diese werden durch Impulsdummies $d902$ und $d011$ berücksichtigt, die den Wert eins im jeweiligen Quartal und ansonsten den Wert null haben. Das Streudiagramm zwischen realer Geldmenge und realem Einkommen in Abbildung 2 zeigt darüber hinaus einen Bruch in der Einkommenselastizität der Geldnachfrage, der ab 2002.1 auftritt. Dieser Zeitpunkt korrespondiert mit der Einführung des Euro als gesetzlichem Zahlungsmittel.

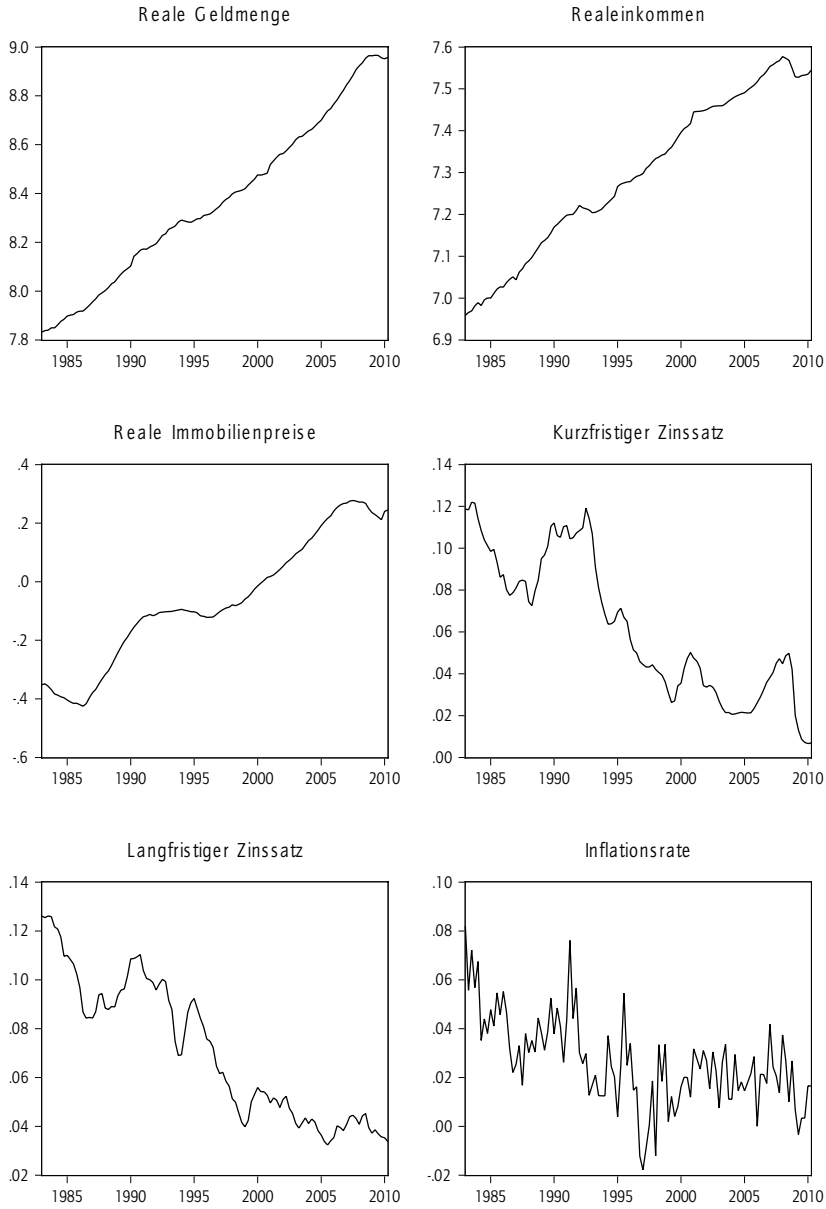
Der Bruch wird im weiteren Verlauf entsprechend den Ansätzen von Dreger und Wolters (2009 und 2010b) auf zwei verschiedene Weisen modelliert. Dazu wird jeweils eine Stufendummy $s021$ definiert, die ab 2002.1 den Wert eins hat und vorher den Wert null annimmt. Die Stufendummy wird entweder mit der Einkommensvariablen oder mit der Vermögensvariablen multipliziert, siehe hierzu auch Lütkepohl, Teräsvirta und Wolters (1999). Dies ergibt die Größen y^* und w^*, die den ursprünglichen Variablenkranz ergänzen. Im ersten Fall ist der Bruch durch eine Änderung der Einkommenselastizität (Einkommensmodell), im zweiten Fall durch eine Änderung der Vermögenselastizität (Vermögensmodell) erfasst. Daneben zeigt Abbildung 2 am aktuellen Rand weitere Instabilitäten. Diese werden jedoch nicht mit Dummyvariablen approximiert, weil es das Ziel des Beitrags ist, die Stabilität der Geldnachfrage gerade in der Finanzkrise zu prüfen.

1 Die Geldmenge M3 enthält neben dem Bargeldgeldumlauf die Sichteinlagen, die Termineinlagen bis zu einer Fristigkeit von zwei Jahren, Spareinlagen und kurzfristige Geldmarktpapiere.

DOI https://doi.org/10.3790/vjh.79.4.135
Generated at 88.198.162.162 on 2025-07-25 05:38:07
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

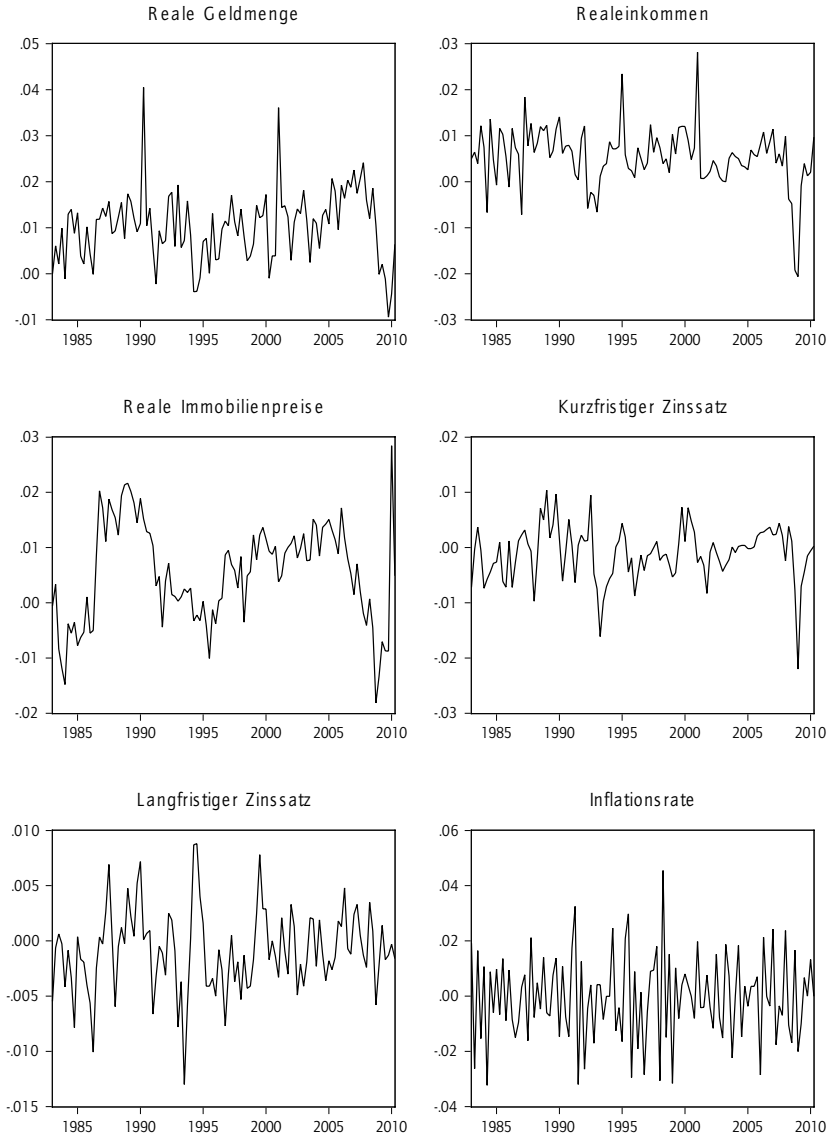
Abbildung 1

A Entwicklung der Niveauvariablen



DOI https://doi.org/10.3790/vjh.79.4.135
Generated at 88.198.162.162 on 2025-07-25 05:38:02
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

B Variablen in den ersten Differenzen

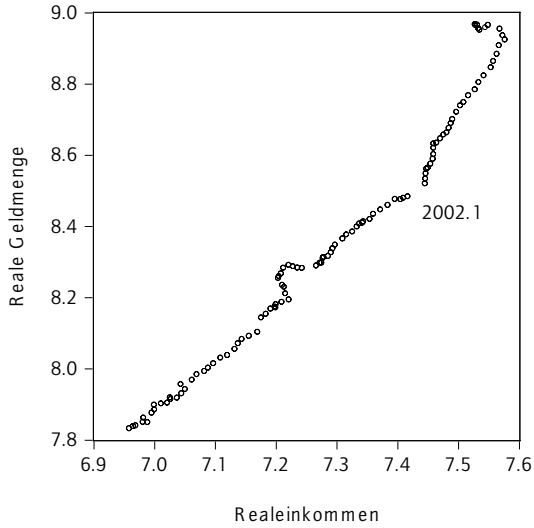


Anmerkung: Zeitraum 1983.1-2010.2. Reale Geldmenge, Realeinkommen und reale Immobilienpreise in Logarithmen. Die Inflationsrate ist als annualisierte Quartalswachstumsrate des Deflators des Bruttoinlandsprodukts gemessen.
Quelle: Eigene Berechnungen.

DOI https://doi.org/10.3790/vjh.79.4.135
Generated at 88.198.162.162 on 2025-07-25 05:38:07
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Abbildung 2

Strukturbruch in der Einkommenselastizität



Anmerkung: Zeitraum 1983.1–2010.2.
Quelle: Eigene Berechnungen.

4 Empirische Ergebnisse

Die Auswahl von ökonometrischen Methoden wird wesentlich von den Zeitreiheneigenschaften der beteiligten Variablen bestimmt. Da die Größen nichtstationär sind, ist eine Kointegrationsanalyse der geeignete Rahmen für die Untersuchung, siehe zum Beispiel Kirchgässner und Wolters (2007: Kapitel 6). Die Kointegrationsbeziehung ist als langfristige Gleichgewichtsbeziehung interpretierbar, von der temporär Abweichungen auftreten können. Diese haben jedoch keinen dauerhaften Bestand, da eine systemimmanente Tendenz für eine Rückkehr zum Gleichgewicht besteht. Damit lässt sich die Kointegrationsbeziehung als Gleichgewicht zwischen nichtstationären Niveauvariablen beschreiben, das sich nach einem vollständigen Ablauf kurzfristiger Anpassungsprozesse einstellt.

Die Stabilität der Geldnachfrage wird mittels eines bedingten Einzelgleichungsansatzes überprüft. Dabei wird ein Fehlerkorrekturmodell spezifiziert, das die Dynamik der Geldnachfrage erfasst. Nach Stock (1987) kann damit sowohl auf Kointegration getestet als auch die langfristige Geldnachfrage geschätzt werden. Sofern die Geldmenge nicht (schwach) exogen ist, reagiert sie sowohl auf Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht als auch auf kurzfristige Änderung der erklärenden Variablen in der Geldnachfragegleichung.

Zunächst wird mit einem umfangreichen Modell begonnen, in dem schrittweise nicht signifikante Variablen eliminiert werden. Das Ausgangsmodell enthält neben den verzögerten Niveauvariablen und der stationären Zinsdifferenz die Veränderungen der Verzögerungen der realen

DOI https://doi.org/10.3790/vjh.79.4.135
Generated at 88.198.162.162 on 2025-07-25 05:38:02
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Geldmenge und die zeitgleichen und verzögerten Werte der Veränderungen von Einkommen, Vermögen, Inflationsrate und der kurz- und langfristigen Zinssätze. Die maximale Verzögerung beträgt vier Perioden. Die letztendliche Spezifikation ist in Tabelle 1 ersichtlich.

Als erstes Ergebnis ist festzuhalten, dass sowohl Kointegration als auch eine stabile Anpassung an das langfristige Gleichgewicht im Einkommens- und im Vermögensmodell vorliegt. Dies ergibt sich aufgrund des signifikanten *t*-Wertes des Koeffizienten der verzögerten realen Geldmenge. Der betreffende *t*-Wert ist gleich –5,1 im Einkommensmodell und –11,8 im Vermögensmodell. In beiden Fällen liegt der Wert unter dem 1-Prozent kritischen Wert von –4,5, der bei Kointegration anzulegen ist, siehe zum Beispiel Kirchgässner und Wolters (2007: 216). Daher ist die geschätzte Langfristbeziehung im Sinne einer Geldnachfragefunktion zu interpretieren. Diese enthält auch die stationäre Zinsdifferenz *ts*, die die Opportunitätskosten der Geldhaltung relativ zur Eigenverzinsung der Geldbestände wiedergibt.

Zusätzlich wird die kurzfristige Dynamik der Realkasse von eigenen Verzögerungen bestimmt, sodass aus empirischer Sicht längerfristige Anpassungsprozesse an optimale Bestände in Rechnung zu stellen sind. Daneben spielt die zeitgleiche Änderung der Inflationsrate eine wichtige Rolle. Die Fehlerkorrekturmodelle sind robust gegenüber gängigen Spezifikationstests, die die Modellgüte überprüfen. Dies gilt insbesondere im Vermögensmodell. Dagegen zeigen sich im Einkommensmodell Probleme hinsichtlich der Parameterstabilität. So deutet der Chow-Prognosetest an, dass sich die Parameter infolge der Finanzkrise geändert haben. Außerdem ist eine komplexere Abbildung der kurzfristigen Dynamik erforderlich, um Autokorrelationsproblemen

Tabelle 1

Einstufige Schätzung des Fehlerkorrekturmodells

A Bruch in der Einkommenselastizität

Abhängige Variable $\Delta(m\text{-}p)_t$

Con	*d*902	*d*011	$(m\text{-}p)_{t\text{-}1}$	$y_{t\text{-}1}$	$y^*_{t\text{-}1}$	$\pi_{t\text{-}1}$	$ts_{t\text{-}1}$
-0,055	0,031	0,032	-0,051	0,067	0,001	-0,165	-0,191
(1,195)	(6,382)	(6,105)	(5,075)	(4,186)	(5,360)	(4,016)	(3,294)
$\Delta\pi_t$	$\Delta(m\text{-}p)_{t\text{-}1}$	$\Delta(m\text{-}p)_{t\text{-}3}$	$\Delta(m\text{-}p)_{t\text{-}4}$				
-0,170	0,232	0,151	-0,166				
(4,621)	(3,124)	(2,087)	(2,287				

Kointegrationsbeziehung: $m - p = 1.323y + 0.029y^* - 3.246\pi - 3.767ts$

R2 = 0,613, SE = 0,005

JB=0,39 (0,82)	ARCH(1)=0,22 (0,64)	ARCH(2)=1,32 (0,27)	LM(1)=0,24 (0,62)
LM(2)=1,98 (0,14)	LM(4)=1,86 (0,12)	LM(8)=1,81 (0,09)	RESET(1)=2,41 (0,12)
RESET(2)=4,06 (0,13)	CF(07,1)=2,54 (0,00)	CF(08,1)=1,60 (0,12)	CF(09,1)=2,55 (0,03)

DOI https://doi.org/10.3790/vjh.79.4.135
Generated at 88.198.162.162 on 2025-07-25 05:38:07
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Fortsetzung Tabelle 1

B Bruch in der Vermögenselastizität

Abhängige Variable $\Delta(m\text{-}p)_t$

Con	*d*902	*d*011	$(m\text{-}p)_{t\text{-}1}$	$y_{t\text{-}1}$	$y^*_{t\text{-}1}$	$\pi_{t\text{-}1}$	$ts_{t\text{-}1}$
–0,188	0,029	0,026	–0,118	0,163	0,108	–0,246	–0,218
(5,356)	(7,258)	(6,389)	(11,82)	(11,15)	(11,21)	(7,288)	(5,404)

$\Delta\pi_t$	$\Delta(m\text{-}p)_{t\text{-}4}$
–0,176	–0,148
(5,847)	(2,505)

Kointegrationsbeziehung: $m - p = 1.381y + 0.914w^* - 2.086\pi - 1.849ts$

R2 = 0,735, SE = 0,004

JB=1,19 (0,55)	ARCH(1)=0,01 (0,95)	ARCH(2)=0,02 (0,98)	LM(1)=0,01 (0,99)
LM(2)=0,22 (0,80)	LM(4)=1,09 (0,37)	LM(8)=1,18 (0,32)	RESET(1)=1,30 (0,26)
RESET(2)=0,70 (0,50)	CF(07,1)=1,30 (0,23)	CF(08,1)=1,10 (0,37)	CF(09,1)=1,66 (0,14)

Anmerkung: Zeitraum 1983.1–2010.2. Einstufige Schätzung des Fehlerkorrekturmodells im oberen, Standardtests zur Überprüfung der Modellgüte im unteren Teil der Tabelle. R2 = korrigiertes Bestimmtheitsmaß, SE = Standardfehler der Regression, JB = Jarque-Bera Test auf Normalverteilung der Residuen, LM(k) = Lagrange Multiplier Test auf Autokorrelation in den Residuen bis zur Lagordnung k, ARCH(k) = Lagrange Multiplier Test auf bedingte Heteroskedastizität bis zur Lagordnung k, RESET = Ramsey Spezifikationstest, CF = Chow Prognosetest. Oberer (unterer) Teil: Absolute t-Werte (p-Werte) in Klammern.

in den Residuen zu entgehen. Daher ist das Vermögensmodell zur Spezifikation der Geldnachfrage eindeutig vorzuziehen.

Diese Einschätzung wird durch die rekursiven Schätzungen beider Modelle für den Zeitraum der Finanzkrise bestätigt. In Tabelle 2 sind die jeweiligen t-Werte zum Test auf Kointegration sowie die berechneten Koeffizienten für die langfristige Geldnachfrage aufgeführt. Es zeigt sich klar, dass für den Zeitraum der Finanzkrise die Spezifikation des Vermögensmodells deutlich stabilere Ergebnisse liefert, als wenn man das Einkommensmodell zugrunde legt. Die Langfristparameter zeigen vergleichsweise geringe Schwankungen, wenn der Beobachtungszeitraum sukzessive verlängert wird, die Veränderungen sind oftmals nicht signifikant. Damit bleibt die Beziehung auch in der Periode der Finanzkrise weitgehend stabil. Eine hohe Robustheit der Parameter lässt sich insbesondere im Vermögensmodell konstatieren. Zum Beispiel liegt die Variation zwischen dem höchsten und dem niedrigsten Wert für die Semielastizität der Geldnachfrage in bezug auf die Inflationsrate bei 52 Prozent (=(6.56-3.13)/6.56), wenn das Einkommensmodell gewählt wird. Dagegen liegt der Wert unter zehn Prozent, wenn der Bruch durch eine Änderung der Vermögenselastizität modelliert wird.

DOI https://doi.org/10.3790/vjh.79.4.135
Generated at 88.198.162.162 on 2025-07-25 05:38:02
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 2

Langfristige Geldnachfrage während der Finanzkrise

A Einkommensmodell

Zeitraum	*t*-Test	*y*	*y**	π	*ts*
83Q1–06Q4	–3,138	1,273	0,026	–3,518	–2,796
83Q1–07Q2	–2,249	1,234	0,034	–4,323	–4,133
83Q1–07Q4	–1,556	1,123	0,049	–6,191	–6,346
83Q1–08Q2	–1,641	1,111	0,050	–6,375	–6,559
83Q1–08Q4	–1,747	1,100	0,052	–6,560	–6,766
83Q1–09Q2	–3,820	1,291	0,031	–3,638	–3,882
83Q1–09Q4	–5,259	1,324	0,027	–3,130	–3,597
83Q1–10Q2	–5,075	1,323	0,029	–3,246	–3,767

B Vermögensmodell

Zeitraum	*t*-Test	*y*	*y**	π	*ts*
83Q1–06Q4	–6,425	1,391	0,804	–2,009	–1,642
83Q1–07Q2	–6,267	1,390	0,849	–2,006	–1,763
83Q1–07Q4	–6,105	1,384	0,893	–2,082	–1,898
83Q1–08Q2	–6,395	1,383	0,897	–2,093	–1,913
83Q1–08Q4	–6,658	1,379	0,922	–2,163	–2,008
83Q1–09Q2	–9,225	1,383	0,891	–2,069	–1,858
83Q1–09Q4	–11,39	1,383	0,884	–2,060	–1,856
83Q1–10Q2	–11,82	1,381	0,914	–2,086	–1,849

5 Fazit

Eine stabile Geldnachfrage ist eine Grundvoraussetzung für eine erfolgreiche Geldpolitik der EZB. In diesem Beitrag wird untersucht, ob die Geldnachfrage im Euroraum im Zuge der Finanzkrise instabil geworden ist. Die Ergebnisse zeigen, dass die Entwicklung der Geldmenge M3 auch während der Finanzkrise in Einklang mit den makroökonomischen Fundamentalvariablen steht, wobei Immobilienpreise eine maßgebliche Rolle bei der Erklärung und der Stabilität der Geldnachfrage spielen.

Literaturverzeichnis

— Benati, L. (2009): *Long run evidence of money growth and inflation*. ECB Working Paper 1027. Europäische Zentralbank, Frankfurt a. M.

— Beyer, A. (2009): *A stable model for euro area money demand. Revisiting the role of wealth*. ECB Working Paper 1111. Europäische Zentralbank, Frankfurt a. M.

DOI https://doi.org/10.3790/vjh.79.4.135
Generated at 88.198.162.162 on 2025-07-25 05:38:07
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

— Beyer, A. und K. Juselius (2010): *Does it matter how aggregates are measured? The case of monetary transmission mechanisms in the euro area*. ECB Working Paper 1149. Europäische Zentralbank, Frankfurt a. M.
— 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.
— Carstensen, K. (2006): Stock market downswing and the stability of European Monetary Union money demand. *Journal of Business and Economic Statistics*, 24, 395–402.
— Dreger, C. und J. Wolters (2007): Instabile Geldnachfrage im Euroraum. *DIW Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung*, 74 (4), 85–95.
— Dreger, C. und J. Wolters (2009): M3 velocity and asset prices in the euro area. *Empirica*, 36, 51–63.
— Dreger, C. und J. Wolters (2010a): Investigating M3 Money Demand In the Euro Area. *Journal of International Money and Finance*, 29, 111–122.
— Dreger, C. und J. Wolters (2010b): M3 money demand and excess liquidity in the euro area. *Public Choice*, 144, 459–472.
— Dreger, C. und J. Wolters (2010c): *Money demand and the role of monetary indicators in forecasting euro area inflation*. DIW Diskussionspapiere 1064. Berlin.
— Ericsson, N. R. (1998): Empirical modelling of money demand. Empirical Economics, 23, 295–315. Nachdruck in H. Lütkepohl und J. Wolters (Hrsg.): Money demand in Europe. *Physica*, 1999, 29–49.
— Europäische Zentralbank (2009): Housing wealth and private consumption in the euro area. Monthly Bulletin, Januar, 59–71.
— Gerlach, S. (2004): The two pillars of the European Central Bank. *Economic Policy*, 19, 389–439.
— 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, Research Center, Discussion Paper Series 1, Economic Studies 2007-12.
— Kirchgässner, G. und J. Wolters (2007): *Introduction to modern time series analysis*. Berlin, Heidelberg, Springer Verlag.
— Lütkepohl, H., T. Teräsvirta und J. Wolters (1999): Investigating stability and linearity of a German M1 money demand function. *Journal of Applied Econometrics*, 14, 511–525.
— 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.
— Stock, J. H. (1987): Asymptotic properties of least-squares estimators of cointegrating vectors, *Econometrica*, 55, 1035–1056.
— Wolters, J. und H. Lütkepohl (1997): Die Geldnachfrage für M3: Neue Ergebnisse für das vereinigte Deutschland. *ifo Studien*, 43, 35–54.

DOI https://doi.org/10.3790/vjh.79.4.135
Generated at 88.198.162.162 on 2025-07-25 05:38:02
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH