

Das Geldmengenwachstum der letzten Jahre und seine Bestimmungsfaktoren

Um frühzeitig mittel- bis langfristige Inflationsgefahren identifizieren zu können, betreibt das Eurosystem eine aufwendige monetäre Analyse. Dabei steht die Geldmenge M3 im Mittelpunkt des Interesses, denn ihr Wachstum ist besonders eng mit der Verbraucherpreisinflation verbunden. Genaue Kenntnisse über die Triebkräfte der monetären Dynamik sind deshalb von besonderem Wert für die Einschätzung zukünftiger Preisrisiken.

Die Ursachen für einen Geldmengenanstieg können vielfältig sein. Deshalb bedarf es einer sorgfältigen Analyse der Komponenten und Gegenposten der Geldmenge im Kontext der konsolidierten Bilanz des Bankensektors. Im Euro-Gebiet dominiert dabei seit Jahren ein starker Anstieg der Buchkredite an den Privatsektor. Dies spiegelt sich auch im vergleichsweise hohen Erklärungsbeitrag der Immobilienpreisentwicklung in einer Geldnachfrageschätzung für die M3-Vorjahrsrate wider. Im Rahmen von vektorautoregressiven Analysen zeigt sich zudem, dass das monetäre Wachstum in den letzten zweieinhalb Jahren tendenziell auch durch die gestiegenen Kurzfristzinsen gefördert wurde, weil die marktnah verzinsten M3-Komponenten attraktiver wurden. Solche expansiven Effekte der Zinspolitik auf M3 sind aber quantitativ eher gering und von vorübergehender Natur. Langfristig betrachtet dämpfen Zinserhöhungen den Geldmengenanstieg.

Geldmengenwachstum im Kontext der konsolidierten Bilanz

*Monetäre
Größen gute
Indikatoren
für länger-
fristige
Inflations-
gefahren*

Im Rahmen der stabilitätsorientierten geldpolitischen Strategie des Eurosystems bildet die Analyse der monetären Entwicklung die Grundlage zur Beurteilung der längerfristigen Preisgefahren.¹⁾ In diesem Zusammenhang nutzt das Eurosystem bereits seit Längerem eine ganze Reihe von Analyseverfahren.²⁾ Hierzu gehören beispielsweise monetär-basierte Inflationsprognosen, bei denen auf Basis monetärer Variablen die durchschnittliche Inflationsrate für einen bestimmten Zeitraum vorhergesagt wird. Insbesondere für eine Zeitspanne von mehr als zwei Jahren besitzen die monetären Inflationsabschätzungen eine erkennbar höhere Prognosegüte als Vorhersagen ohne monetäre Variablen.³⁾

*Keine
mechanistischen
monetär-
basierten
Inflations-
projektionen*

Generell zeigt sich, dass Indikatorenmodelle, die auf das Wachstum der breit abgegrenzten Geldmenge M3 abstellen, besonders geeignet sind, die zukünftigen längerfristigen Inflationsgefahren frühzeitig anzuzeigen.⁴⁾ Allerdings kann dabei der Informationsgehalt monetärer Daten für die zukünftige Preisentwicklung durch kurzfristige Einflüsse vorübergehend verzerrt sein. Neben rein statistischen Verzerrungen, wie beispielsweise aufgrund von Monats-, Quartals- oder Jahresendeffekten, ist hier auch an etwas länger wirkende Einflussfaktoren zu denken. Hierdurch bedingte Geldmengenbewegungen können zwar durchaus ökonomische Ursachen haben, mit ihnen müssen aber keine dauerhaften Preiswirkungen verbunden sein. Insofern darf im geldpolitischen Entscheidungsprozess das Geldmengenwachstum nicht rein mechanisch ver-

wendet werden. Entscheidend ist vielmehr die Identifikation der „monetären Grunddynamik“, die besonders eng mit der längerfristigen Inflationsentwicklung verbunden ist.

Im Bestreben, diese monetäre Grunddynamik zu bestimmen, untersucht die monetäre Analyse in einem ersten Schritt die unterschiedlichen Quellen der Geldentstehung. Hierfür bietet sich die Analyse auf Basis der konsolidierten Bilanz des Bankensystems (genauer: des MFI-Sektors) an.⁵⁾ Ein besonderes Augenmerk liegt dabei auf den Buchkrediten an heimische Unternehmen und Privatpersonen. Ihre Entwicklung trägt im Euro-Gebiet traditionell in besonderem Maße zum Geldmengenwachstum bei und steht zudem grundsätzlich in engem Zusammenhang zu den ge-

*Buchkredite
an Privatsektor
wichtigste
Quelle der
Geldentstehung
im Euro-Raum*

1 Zur Einordnung der monetären Analyse in die geldpolitische Strategie des Eurosystems siehe: Deutsche Bundesbank, Zehn Jahre geldpolitische Zusammenarbeit im Eurosystem, Monatsbericht, April 2008, S. 17 ff.

2 Einen umfassenden Überblick über die Weiterentwicklungen in der monetären Analyse des Eurosystems geben: B. Fischer, M. Lenza, H. Pill und L. Reichlin, Money and Monetary Policy: The ECB Experience 1999–2006, in: A. Beyer und L. Reichlin (Hrsg.), The Role of Money – Money and Monetary Policy in the Twenty-First Century, Proceedings of the Fourth ECB Central Banking Conference, 9–10 November 2006, EZB, Frankfurt am Main, S. 102–175.

3 Vgl.: M. Scharnagl und C. Schumacher, Reconsidering the role of monetary indicators for euro area inflation from a Bayesian perspective using group inclusion probabilities, Diskussionspapier des Forschungszentrums der Deutschen Bundesbank, Reihe 1, Volkswirtschaftliche Studien, Nr. 09/2007.

4 Vgl.: B. Hofmann (2008), Do Monetary Indicators Lead Euro Area Inflation?, ECB Working paper No. 867.

5 Neben den Banken gehören auch Geldmarktfonds zu den sogenannten Monetären Finanzinstituten (MFIs) und damit zum Geld schaffenden Sektor im Euro-Gebiet. Die konsolidierte Bilanz des MFI-Sektors stellt dabei die Geldmenge M3 mit ihren Komponenten den übrigen Bilanzpositionen der MFIs (insbes. den gewährten Krediten an inländische Nichtbanken sowie ausländische Schuldner, den Wertpapierbeständen sowie den längerfristigen Verbindlichkeiten der MFIs) gegenüber, wobei reine Interbankforderungen und -verbindlichkeiten gegeneinander aufgerechnet („konsolidiert“) werden. Die konsolidierte Bilanz stellt damit die Geschäfte der MFIs mit inländischen Nichtbanken und ausländischen Adressen dar.

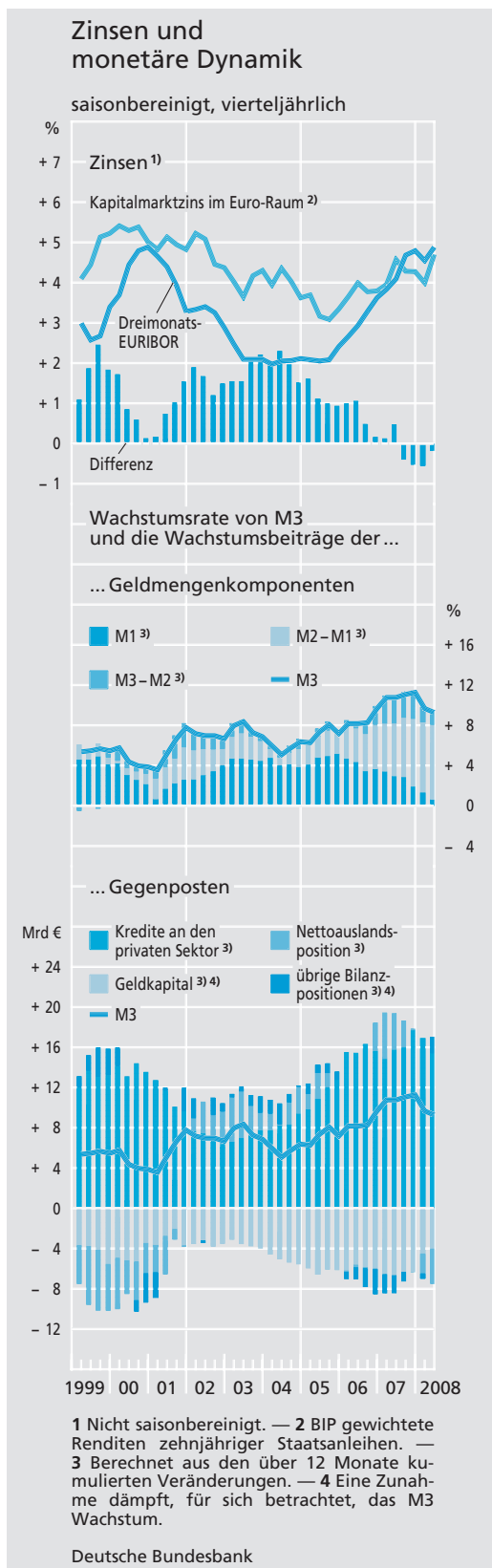
samtwirtschaftlichen Ausgaben des Privatsektors. Eine zu starke Konzentration auf diesen Gegenposten greift jedoch zu kurz. Beispielsweise hatte die Bundesbank bereits in den achtziger und frühen neunziger Jahren die Erfahrung gemacht, dass aufgrund starker Verschiebungen im internationalen Wechselkursgefüge die monetäre Grunddynamik in Deutschland nur dann sinnvoll eingeschätzt werden konnte, wenn neben den privaten Buchkrediten auch die Nettoforderungsposition der Banken gegenüber dem Ausland sowie die Entwicklung der Geldkapitalbildung bei Banken mitbetrachtet wurden. In Zeiten starker DM-Aufwertung zahlten nämlich ausländische Schuldner ihre Verbindlichkeiten gegenüber inländischen Unternehmen schneller zurück. Gleichzeitig war es für Inländer attraktiver geworden, sich benötigte Finanzierungsmittel in stärkerem Maß im Ausland zu beschaffen, anstatt sich bei heimischen Banken zu verschulden. Insgesamt wurde in solchen Phasen die moderate inländische Kreditentwicklung also von umfangreichen Mittelzuflüssen aus dem Ausland und damit einem kräftigen Anstieg der Nettoauslandsforderungen deutscher Banken begleitet. Das gesamte Aktivgeschäft des inländischen Bankensektors war in diesen Zeiträumen der deutlich bessere Indikator für die trendmäßige monetäre Expansion als die Buchkredite allein – jedenfalls solange die inländische Geldkapitalbildung keine auffälligen Veränderungen zeigte.⁶⁾ Ähnliches galt zeitweilig auch für den gesamten Euro-Raum, als umfangreiche Mittelzuflüsse aus dem Ausland das M3-Wachstum in den Jahren 2001 bis 2003 und 2006/2007 merklich gefördert hatten.⁷⁾

Daneben wird die Geldmenge auch von Umschichtungen zwischen kurz- und längerfristigen Bankverbindlichkeiten beeinflusst, also Verschiebungen zwischen der Geldmenge und dem sogenannten Geldkapital. Solche Umschichtungen zwischen den verschiedenen Bankeinlagen sowie verbrieften Verbindlichkeiten der Kreditinstitute (Geldmarktpapiere und langfristige Bankschuldverschreibungen) sind innerhalb eines Zinszyklus durchaus üblich, denn bei einer steiler werdenden Zinsstrukturkurve werden die im Geldkapital enthaltenen längerfristigen Bankverbindlichkeiten attraktiver, und bei einer flacher oder gar invers werdenden Zinsstrukturkurve bevorzugen die Anleger liquidere Anlageformen bei Banken. Besondere Herausforderungen für die Interpretation der monetären Daten bestehen aber immer dann, wenn es unabhängig von der Zinssituation zu außergewöhnlichen Portfolioumschichtungen zugunsten von Geldmengenkomponenten kommt. Dies ist erfahrungsgemäß vor allem dann der Fall, wenn die Finanzmärkte durch eine hohe Verunsicherung gekennzeichnet sind, wie es zuletzt in den Jahren 2001 bis 2003 zu beobachten war, als neben dem lange anhaltenden Rückgang der Aktienkurse auch geopolitische Spannungen die Bereitschaft der Anleger spürbar verringert hatten, Mittel längerfristig anzulegen. Entsprechend nahm in dieser Zeit nicht nur die Geldkapital-

Phasen außergewöhnlicher Portfolioumschichtungen

6 Vgl.: J. Reischle (2001), The role of the analysis of the consolidated balance sheet of the banking sector in the context of the Bundesbank's monetary targeting strategy prior to Stage Three, in: H.-J. Klöckers und C. Willeke (Hrsg.), Monetary analysis: Tools and applications, EZB, Frankfurt am Main, S. 165–185.

7 Vgl. hierzu: Europäische Zentralbank, Die außenwirtschaftliche Dimension der monetären Analyse, Monatsbericht, August 2008, S. 77–92.



bildung mit gedämpftem Tempo zu, sondern inländische Unternehmen und private Haushalte verkauften auch in großem Umfang Wertpapiere an ausländische Anleger. Die Erlöse legten sie in liquiden M3-Komponenten bei heimischen Banken an. Im Kontext der konsolidierten Bilanz des Bankensystems schlugen sich diese hohen Mittelzuflüsse aus dem Ausland in einem starken Anstieg der Nettoforderungen des Bankensystems gegenüber dem Ausland nieder. Von so geschaffenen Geldern gehen in aller Regel geringere Preisgefahren aus als beispielsweise von auf dem Kreditwege geschaffenen Mitteln.

Insgesamt lässt die Analyse der konsolidierten Bilanz wichtige Rückschlüsse auf die Quellen der Geldentstehung zu, die man für die Abschätzung der Inflationsgefahren nutzen kann. Die Preisrisiken fallen in der Regel unterschiedlich aus, je nachdem ob die Geldbestände aufgrund einer starken Kreditausweitung oder infolge unsicherheitsbedingter umfangreicher Portfoliumschichtungen dynamisch wachsen. Um jedoch die hinter der Entwicklung der Bilanzgegenposten der Geldmenge liegenden ökonomischen Ursachen hinreichend genau identifizieren zu können, bedarf es ökonomischer Methoden. Nur dann kann man beurteilen, welchen Beitrag beispielsweise die Zinskonstellation, die Einkommenshöhe oder geopolitische Risiken für das Geldmengenwachstum spielen. Eine solche Zerlegung der Geldmengenwachstumsrate nach makroökonomischen Einflussfaktoren erfolgt zumeist auf Basis von Geldnachfrageschätzungen.

Grenzen einer an der konsolidierten Bilanz ausgerichteten monetären Analyse

Die Analyse des Geldmengenwachstums unter Verwendung von Geldnachfragefunktionen

Aussagegehalt von Geldnachfrage-schätzungen

Geldnachfragefunktionen erklären die Geldhaltung der Nichtbanken üblicherweise aus Transaktionsmotiven und allgemeinen Portfolioüberlegungen. In traditionellen Spezifikationen sind das nominale Bruttoinlandsprodukt (BIP, als Maß für das gesamtwirtschaftliche Transaktionsvolumen) und Kapitalmarktzinsen oder andere Maße für die Opportunitätskosten der Geldhaltung die entscheidenden gesamtwirtschaftlichen Erklärungsfaktoren. Dabei wird überdies berücksichtigt, dass es auf kürzere Sicht zu Abweichungen vom längerfristigen Zusammenhang kommen kann, die sich allerdings im Rahmen eines Anpassungsprozesses wieder abbauen. Geldnachfrageansätze erfassen diese Kurzfrisdynamik und die langfristige Beziehung mit Hilfe eines Fehlerkorrekturansatzes simultan.⁸⁾

Anzeichen für Instabilität traditioneller Geldnachfragegleichungen

Seit 2001 finden solche ökonometrischen Analysen der Geldnachfrage im Euro-Raum allerdings zunehmend Anzeichen dafür, dass die bis dahin festgestellten stabilen Langfristbeziehungen zwischen Geldmenge, Einkommen und Zinsen nicht mehr in gleicher Weise fortbestehen. Diese herkömmlichen Geldnachfragemodelle sind jedenfalls nicht in der Lage, das anhaltend starke Geldmengenwachstum der vergangenen Jahre befriedigend zu erklären.

Geldnachfrage-schätzungen unter Berücksichtigung von Unsicherheit ...

Die Schwächen der Standardspezifikation der Geldnachfrage bei der Erklärung der aktuellen Geldmengenentwicklung haben in neueren Geldnachfragestudien Anlass dazu ge-

geben, weitere Erklärungsfaktoren einzubeziehen. Für die Jahre 2001 bis 2004 wurden die traditionellen Ansätze dabei vor allem um Variablen ergänzt, welche den Grad der gesamtwirtschaftlichen Unsicherheit widerspiegeln und somit das Anlagerisiko von alternativen Finanzanlageformen wie festverzinslichen Wertpapieren oder Aktien darstellen sollen.⁹⁾ Diese Ansätze vermochten die ausgeprägten Vermögensumschichtungen privater Haushalte von Aktien in sicherere liquide Anlageformen in der Zeit nach dem Kursrückschlag an den weltweiten Aktienbörsen 2001 und während der hohen geopolitischen Unsicherheit sehr gut zu erfassen. Allerdings liefern sie keine zufriedenstellende Erklärung für den starken Geldmengenanstieg seit Mitte 2004.

Ein alternativer Ansatz interpretiert die Geldhaltung als Teil einer umfassenderen Portfolioentscheidung. Er versucht die Geldhaltung dabei nicht mit unsicherheitsbedingten Portfolioverschiebungen, sondern vielmehr als renditegetriebene Anlageentscheidung zu erklären.¹⁰⁾ Zu diesem Zweck werden neben dem BIP auch in- und ausländische Kapital- und Aktienmarktrenditen berücksichtigt. Während dieser Ansatz den starken M3-Anstieg der Jahre 2006 und 2007, der sich im

... oder Renditeunterschieden

⁸ Vgl.: A. Calza, D. Gerdesmeier, J. Levy (2001), Euro Area Money Demand: Measuring the Opportunity Costs Appropriately, IMF Working Paper No. 01/179, oder G. Coenen, J.-L. Vega (2001), The Demand for M3 in the Euro Area, Journal of Applied Econometrics, Nr 16(6), S. 727–748.

⁹ Vgl.: C. Greiber und W. Lemke, Money Demand and Macroeconomic Uncertainty, Diskussionspapier des Forschungszentrums der Deutschen Bundesbank, Reihe 1, Volkswirtschaftliche Studien, Nr. 26/2005, und K. Carstensen (2003), Is European Money Demand Still Stable?, Institut für Weltwirtschaft, Arbeitspapier Nr. 1179, Kiel.

¹⁰ Siehe: R. A. De Santis, C. Favero und B. Roffia (2008), Euro area money demand and international portfolio allocation, ECB Working paper No. 926.

Rahmen der konsolidierten Bilanz auch in hohen Mittelzuflüssen aus dem Ausland niedergeschlagen hatte, recht gut zu erklären vermag, weist er für frühere Zeitabschnitte aber unplausibel hohe Residuen der langfristigen Geldnachfrage auf.

*Geld und
Vermögen*

Einer weiteren wichtigen Ursache für den starken Geldmengenanstieg der letzten vier Jahre werden diese Erweiterungsansätze jedoch nicht gerecht: Sie tragen dem seit Mitte 2004 deutlich beschleunigten Kreditanstieg im Euro-Raum nicht hinreichend Rechnung, der zum Gutteil Folge boomender Immobilienmärkte in zahlreichen EWU-Ländern war. Die Berücksichtigung von Immobilienvariablen in der Geldnachfrage kann dabei eine Brücke zwischen Geldentstehung und Geldhaltung bilden. Ein dauerhafter Anstieg der Geldhaltung folgt dabei dem Umstand, dass die Geldhaltung nicht nur durch die Substitutionsbeziehung zwischen Geld und anderen Anlageformen, sondern auch durch die Komplementaritätsbeziehung zwischen Geldmengenkomponenten und anderen Vermögensvariablen beeinflusst wird. Ein höheres Gesamtvermögen wird dabei den privaten Sektor in der Regel dazu veranlassen, einen größeren Geldbestand zu halten.

*Immobilien-
variablen als
Erklärungs-
größen der
Geldnachfrage*

Im Rahmen von Standard-Geldnachfragestudien dient das BIP nicht nur als Transaktionsvariable, sondern auch als Proxy für das gesamtwirtschaftliche Vermögen. Nun spricht jedoch mittlerweile vieles dafür, dass das BIP nur noch eine unzureichende Näherungsgröße für das Gesamtvermögen darstellt. Dies gilt insbesondere für die Zeit nach 2001, als es aufgrund des Häuserpreisbooms in eini-

gen Euro-Raum-Ländern und der hohen Aktienmarktvolatilität zu einem merklichen Auseinanderlaufen von Vermögens- und Einkommensentwicklung gekommen war. In einer neueren Studie von Greiber und Setzer (2007) wird das starke Geldmengenwachstum der letzten Jahre deshalb unter anderem mit der Immobilienpreis- oder Immobilienvermögensentwicklung im Euro-Raum erklärt.¹¹⁾ So dürften die auch im Euro-Raum stark gestiegenen Immobilienpreise wichtige Auswirkungen auf das Kreditvergabeverhalten der Banken gehabt haben, da höhere Häuserpreise die Besicherungsmöglichkeiten der Immobilienbesitzer verbessern und somit ihren Zugang zu Krediten erleichterten. Berücksichtigt man diese Effekte, lässt sich sowohl für das Euro-Gebiet wie auch für die USA eine stabile langfristige Geldnachfragebeziehung nachweisen. Dabei scheint auch der umgekehrte Wirkungszusammenhang relevant zu sein, wonach eine expansive Geldpolitik die Entwicklung auf dem Immobilienmarkt fördert, indem sie die Finanzierungsbedingungen verbessert und dadurch die Nachfrage nach Immobilien verstärkt.

Auf Basis von Geldnachfragestudien lässt sich grundsätzlich auch eine Vorstellung bezüglich der Bedeutung spezifischer Erklärungsfaktoren zur Geldmengenentwicklung gewinnen. Die Tabelle auf Seite 47 zeigt eine Zerlegung der M3-Jahreswachstumsrate in ihre treiben-

*Komponenten-
zerlegung des
M3-Wachstums...*

¹¹ Vgl.: C. Greiber und R. Setzer, Money and Housing – Evidence for the euro area and the US, Diskussionspapier des Forschungszentrums der Deutschen Bundesbank, Reihe 1, Volkswirtschaftliche Studien, Nr. 12/2007. Für eine kurze Darstellung dieser Studie siehe: Deutsche Bundesbank, Der Zusammenhang zwischen monetärer Entwicklung und Immobilienmarkt, Monatsbericht, Juli 2007, S. 15–27.

Zerlegung der M3-Jahreswachstumsrate in ihre Bestimmungsfaktoren

in Prozentpunkten

| Position | 2006 | | | | 2007 | | | | 2008 | |
|------------------|------|------|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | Q1 | Q2 | Q3 | Q4 | Q1 | Q2 | Q3 | Q4 | Q1 | Q2 |
| Reales BIP | 0,55 | 0,59 | 0,69 | 0,80 | 0,83 | 0,91 | 0,94 | 0,86 | 0,86 | 0,78 |
| BIP-Deflator | 1,98 | 1,99 | 1,96 | 1,71 | 2,11 | 2,19 | 2,21 | 2,23 | 2,12 | 2,42 |
| Langfristzins | 0,77 | 0,59 | 0,27 | -0,06 | -0,16 | -0,24 | -0,32 | -0,40 | -0,53 | -0,51 |
| Immobilienpreise | 2,99 | 2,93 | 2,86 | 2,75 | 2,64 | 2,53 | 2,42 | 2,25 | 1,91 | 1,47 |
| Fundamentaldaten | 6,29 | 6,10 | 5,79 | 5,20 | 5,43 | 5,39 | 5,26 | 4,94 | 4,37 | 4,16 |
| Schocks 1) | 1,65 | 2,61 | 2,35 | 4,06 | 4,96 | 5,21 | 6,25 | 7,08 | 6,54 | 5,79 |
| M3 2) | 7,94 | 8,71 | 8,14 | 9,26 | 10,38 | 10,60 | 11,51 | 12,02 | 10,91 | 9,95 |

1 Berechnet als Abweichung der durch die Fundamentaldaten erklärten M3-Zuwachstumsrate von der offiziellen M3-Jahreswachstumsrate. — 2 Berechnet auf Basis von Quar-

talsdurchschnitten für die saisonbereinigte M3-Indexreihe.

Deutsche Bundesbank

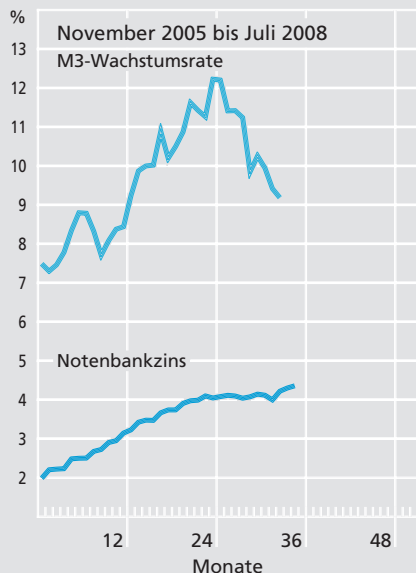
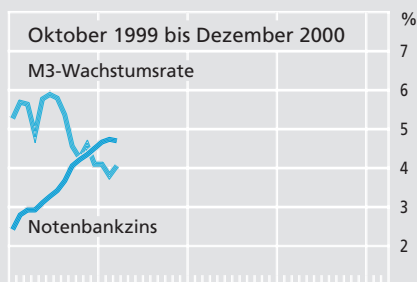
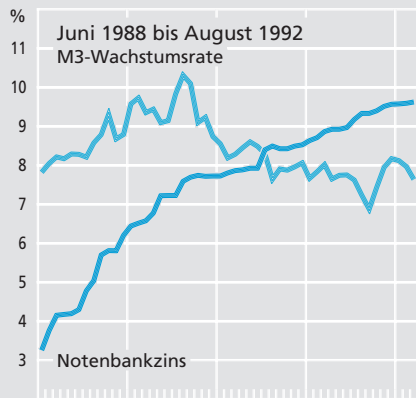
den Faktoren gemäß der Geldnachfragegleichung von Greiber und Setzer (2007). Die Hauspreisentwicklung der letzten Jahre erklärte demnach bis zu drei Prozentpunkte der M3-Jahresrate. Trotz einer merklichen Abschwächung des Immobilienpreisanstiegs betrug der Wachstumsbeitrag auch zuletzt noch 1½ Prozentpunkte. Daneben trug auch die Preisentwicklung (gemessen anhand des BIP-Deflators) signifikant zur monetären Expansion bei, im zweiten Quartal 2008 mit 2½ Prozentpunkten, während die Langfristzinsen den Geldmengenanstieg für sich betrachtet dämpften.

Bei der Zerlegung der M3-Wachstumsrate wird aber auch deutlich, dass die aktuelle monetäre Entwicklung selbst unter Berücksichtigung der Immobilienpreise nicht vollständig

erklärt werden kann. So stieg der Anteil der nichtfundamentalen Erklärungsfaktoren an der Geldmengenwachstumsrate („Schocks“) von Mitte 2006 bis Ende 2007 kontinuierlich an. Die jüngste leichte Abschwächung der monetären Dynamik hat zwar seit Jahresbeginn dazu geführt, dass dieser Anteil wieder etwas gesunken ist, aktuell können jedoch weiterhin weniger als 50 % der gesamten M3-Jahresrate mit den oben genannten Fundamentalfaktoren erklärt werden. Grund hierfür dürfte neben den oben angesprochenen umfangreichen renditegetriebenen Mittelzuflüssen aus dem Ausland vermutlich auch eine starke Ausweitung kreditfinanzierter Unternehmensübernahmen und -fusionen sein, die von den hier betrachteten gesamtwirtschaftlichen Einflussfaktoren nicht erfasst werden.

... lässt Raum für zusätzliche Erklärungsfaktoren

M3-Wachstumsraten und Notenbankzinsen *)



* Als Notenbankzins wird für den Zeitraum vor 1999 approximativ der Wertpapierpensionssatz der Deutschen Bundesbank, ab 1999 der Zinssatz für Hauptrefinanzierungsgeschäfte (ab Juli 2000 der Mindestbietungssatz) verwendet.

Deutsche Bundesbank

An dieser Stelle sei darauf hingewiesen, dass die Erklärbarkeit eines hohen Geldmengenwachstums im Rahmen einer Geldnachfragefunktion nicht notwendigerweise bedeutet, dass mit ihm keine Inflationsgefahren verbunden wären. Befindet sich die Wirtschaft beispielsweise in einer Situation der Überauslastung der Produktionskapazitäten und/oder sind die Zinsen ausgesprochen niedrig, dann kann dies zwar ein starkes Geldmengenwachstum erklären, gleichzeitig sind damit aber auch hohe Preisgefahren für die Wirtschaft verbunden.

Ökonometrische Analyse des Zusammenhangs zwischen Zinspolitik des Eurosystems und Geldmengenwachstum

Grundsätzlich kann das starke Geldmengenwachstum auch durch den anhaltenden Anstieg der Kurzfristzinsen gefördert worden sein. So ging die Beschleunigung des Geldmengenwachstums mit den seit Ende 2005 vom EZB-Rat beschlossenen Zinserhöhungen einher. Sie hatten zu einer Abflachung der Zinsstruktur und zu einer gestiegenen Attraktivität kurzfristiger Anlagen relativ zu längerfristigen geführt. Historisch betrachtet weist die Geldmengendynamik der aktuellen Zinsanstiegsphase am ehesten Gemeinsamkeiten mit der Entwicklung der Geldmenge in der Zinsanstiegsphase von Juni 1988 bis August 1992 auf. Auch damals trat das starke Wachstum der Geldmenge M3 gemeinsam mit einer Notenbankzinserhöhung auf. Dass Zinsanstiegsphasen nicht zwangsläufig mit höheren Geldmengenwachstumsraten einhergehen müssen, zeigt der Zeitraum von

Gleichlauf von Zinserhöhung und Geldmengenwachstum

Oktober 1999 bis Dezember 2000. Hier wurde die Zinserhöhung von einer sich abschwächenden monetären Expansion begleitet.

Bezogen auf die Entwicklung in den letzten drei Jahren kann sich in diesem beobachteten Gleichlauf von Geldmarktzinsen und Geldmengenentwicklung auch die Tatsache widerspiegeln, dass die zunehmenden Inflationsrisiken, die sich durch die kräftige monetäre Entwicklung ergeben, für die Geldpolitik Anlass waren, die zinspolitischen Zügel schrittweise zu straffen.

VAR-Modell als Standardinstrument für die Analyse der geldpolitischen Transmission

Eine umfassende ökonometrische Analyse der Geldmengenwirkungen geldpolitischer Zinsänderungen darf keine dieser denkbaren Wirkungszusammenhänge und Kausalitätsbeziehungen von vornherein unberücksichtigt lassen. Dies ist in einem vektorautoregressiven Modell (VAR-Modell) besser möglich als in einfachen Regressionsansätzen. Unter anderem aus diesem Grund sind VAR-Modelle mittlerweile zu einem Standardinstrument für die empirische Analyse der dynamischen Effekte geldpolitischer Schocks geworden. Für VAR-Modelle ist charakteristisch, dass möglichst alle der einbezogenen erklärenden Variablen im VAR-Ansatz auch selbst erklärt werden. Vor dem Hintergrund der vorliegenden Fragestellung bedeutet dies, dass sowohl die Auswirkungen von Zinsänderungen auf die anderen Variablen als auch die Bestimmungsgründe der Zinsänderung selbst simultan erfasst werden. Ein weiterer Grund für die breite Anwendung von VAR-Modellen liegt in der Möglichkeit, mittels sogenannter Impuls-Antwort-Funktionen die dynamische Reaktion

von makroökonomischen Variablen auf eine einmalige Änderung in der Entscheidungsvariablen (dem sog. Impuls) zu simulieren und anschaulich darzustellen. Dabei wird unter einem Impuls beziehungsweise Schock der nicht vorhergesehene und somit auch in den Planungen der Wirtschaftsakteure nicht berücksichtigte Teil einer geldpolitischen Maßnahme (Notenbankzinsänderung) verstanden.

Die im Rahmen des VAR-Modells geschätzten Impuls-Antwort-Funktionen zeigen, dass die Geldmenge (hier gemessen durch M3) in Reaktion auf einen einmaligen Anstieg im kurzfristigen Zinssatz in Höhe von 50 Basispunkten zunächst steigt, bevor sie ab dem fünften Quartal den erwarteten fallenden Verlauf aufweist und langfristig gegen die Nulllinie konvergiert, die die Situation der Variablen ohne den Schock beschreibt.¹²⁾ Diese anfänglich positive Reaktion der nominalen Geldmenge auf eine Zinserhöhung kann durch vorübergehende Portfolioumschichtungen erklärt werden. Denn ein höherer Kurzfristzins macht die in M3 enthaltenen kurzfristigen Anlagen zunächst attraktiver als die längerfristigen Anlagemöglichkeiten, was zu einer temporären Erhöhung der Geldmenge führt. In der auf mittlere Frist beobachteten Abnahme der Geldmenge schlagen sich dann, wie allgemein erwartet, der Rückgang der

Monetäre Anpassungsdynamik ...

12 Die zugehörigen 90-prozentigen Konfidenzbänder wurden mit Hilfe des Standard-Bootstrap-Verfahrens bei 2000 Replikationen ermittelt. Eine ausführlichere Darstellung und Diskussion der Ergebnisse der nachfolgend beschriebenen Ansätze findet sich in: B. Blaes, *Analysing monetary policy transmission in the euro area – evidence from VARs and FAVARs*, Diskussionspapier des Forschungszentrums der Deutschen Bundesbank, Reihe 1, Volkswirtschaftliche Studien, erscheint demnächst.

Die Spezifikation des VAR-Modells

In Anlehnung an die herkömmliche Spezifikation einer Geldnachfragefunktion werden folgende endogene Variablen berücksichtigt: nominale Geldmenge M3, reales Bruttoinlandsprodukt (BIP) als Maß für das reale Transaktionsvolumen auf den Gütermärkten, BIP-Deflator als Proxy für das gesamtwirtschaftliche Preisniveau, nominaler Dreimonats-Geldmarktzins als Kontrollvariable für die Eigenverzinsung der Geldmenge, nominaler Zinssatz für zehnjährige EWU-Staatsanleihen als Maß für die Opportunitätskosten der Geldhaltung sowie reales privates Immobilienvermögen unter anderem als Proxy für das Transaktionsvolumen der Nichtbanken auf den Vermögensmärkten.¹⁾ Weiterhin wird die VAR-Spezifikation um zwei exogene Variablen erweitert: den nominalen US-Dreimonatszinssatz für Schatzwechsel, der für die externen monetären Einflüsse steht, sowie den Rohstoffpreisindex als Indikator für den externen Inflationsdruck.²⁾ Alle Variablen werden in Niveaus modelliert.³⁾ Die Schätzungen beruhen auf Quartalsdaten und werden für den Zeitraum vom vierten Quartal 1986 bis zum zweiten Quartal 2007 durchgeführt.⁴⁾ Die Identifikation von Schocks erfolgt über die sogenannte Choleski-Zerlegung, die eine Rekursivität der ökonomischen Struktur impliziert, wodurch die einzelnen Schocks in einer vorbestimmten zeitlichen Abfolge auf das System einwirken. Die hier gewählte Anordnung

der endogenen Variablen unterstellt, dass die Schocks im BIP-Deflator, im realen privaten Immobilienvermögen, im Kurz- und Langfristzins sowie in der nominalen Geldmenge M3 nur einen verzögerten Einfluss auf das reale BIP haben. Dagegen soll die nominale Geldmenge M3 auf die Schocks in allen übrigen System-Variablen sofort reagieren können.

Die aus dem VAR-Modell resultierenden Impuls-Antwort-Funktionen sind robust gegenüber unterschiedlichen Anordnungen der endogenen Variablen: Im Ergebnis haben Simulationen von alternativen rekursiven Strukturen der ökonomischen Schocks keine Auswirkung auf den Verlauf der Impuls-Antwort-Funktionen. Ferner weisen die Schätzungen auch unter Variation der Stichprobenlänge beziehungsweise des Start- und Endzeitpunkts einen über die Zeit hinweg plausiblen und weitgehend übereinstimmenden Verlauf der Impuls-Antwort-Funktionen auf. Die anfänglich beobachtete positive Reaktion der nominalen Geldmenge M3 auf einen kontraktiven zinspolitischen Schock fällt bei Berücksichtigung der Quartalswerte für das erste Halbjahr 2007 stärker aus, was mit dem beobachteten ausgeprägten Gleichlauf von Zinsentwicklung und der Beschleunigung des Geldmengenwachstums in dieser Phase vereinbar ist.

1 Die Berücksichtigung des privaten Immobilienvermögens beruht auf den Erkenntnissen aus: C. Greiber und R. Setzer, Money and Housing – Evidence for the Euro Area and the US, Diskussionspapier des Forschungszentrums der Deutschen Bundesbank, Reihe 1, Volkswirtschaftliche Studien, Nr. 12/2007, die eine enge Beziehung zwischen Immobilienvermögen bzw. Immobilienpreisen und monetären Entwicklungen der letzten Jahre feststellen. — 2 Die Einbeziehung von Rohstoffpreisen basiert auf den Überlegungen in: C. A. Sims (1992), Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy, *European Economic Review* 36 (5), S. 975–1000, sowie C. A. Sims und T. Zha. (1995), Does Monetary Policy Generate Recessions? Yale University. In diesen Studien wird darauf hingewiesen, dass die Rohstoffpreise einen wichtigen Indikator für den Inflationsdruck darstellen, auf den die Zentralbank mit einer Zinserhöhung reagiert. Bei Nicht-Berücksichtigung der Rohstoffpreise führe der Umstand, dass die Rohstoff-

preise sowohl mit der Inflationsrate als auch mit dem Kurzfristzins positiv korreliert sind, zu einer positiven Reaktion des Preisniveaus auf den (mangelhaft identifizierten) geldpolitischen Schock, dem sogenannten „price puzzle“. — 3 Siehe hierzu die Argumente in: C. A. Sims, J. H. Stock und M. W. Watson (1990), Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots. *Econometrica* 58, S. 113–144. — 4 Mit der Festlegung des Startzeitpunkts auf 1986 wird dabei u. a. den Erkenntnissen in der Literatur Rechnung getragen, dass einige wichtige makroökonomische Zeitreihen Mitte der achtziger Jahre einen Strukturbruch aufweisen (vgl. z.B.: A. McCallum und F. Smets (2007), Real wages and monetary transmission in the euro area, Kiel Working Papers Nr. 1360, sowie F. Altissimo, M. Ehrmann und F. Smets (2006), Inflation persistence and price-setting behaviour in the euro area, ECB Occasional Paper Series Nr. 46).

Kreditnachfrage und die damit verbundene geringere Geldschöpfung nieder.

... und Reaktion
anderer
gesamt-
wirtschaftlicher
Variablen
auf einen
Zinsschock

Das reale BIP reagiert auf den zinspolitischen Schock zunächst fallend, erreicht nach etwa fünf Quartalen sein Minimum, konvergiert aber nach ungefähr zehn Quartalen gegen die Nulllinie, worin sich die langfristige Neutralität der Geldpolitik in Bezug auf das reale Wachstum zeigt. Insgesamt weist die Impuls-Antwort-Funktion des realen BIP einen mit den Ergebnissen älterer Analysen übereinstimmenden „J“-förmigen Verlauf auf.

Der Reaktionsverlauf der Zinssätze entspricht ebenfalls den Erwartungen. Der Kurzfristzins spiegelt zunächst den eigenen positiven Schock wider und fällt in den ersten sechs Quartalen kontinuierlich. Danach stagniert er einige Zeit lang unterhalb der Nulllinie, bevor er wieder langsam gegen sie konvergiert.

Nach einem kontraktiven zinspolitischen Schock steigt der Langfristzinssatz zunächst an, fällt aber nach etwa zwei Quartalen, bevor er sein Minimum im fünften Quartal erreicht und sich langfristig wieder zur Nulllinie bewegt. Der anfängliche Anstieg des Langfristzinses lässt sich durch die Erwartungshypothese über die Zinsstruktur erklären, wonach die langfristigen Zinssätze im Wesentlichen einen Durchschnitt über die erwarteten zukünftigen kurzfristigen Zinssätze darstellen. Der anschließend fallende Verlauf des Langfristzinses kann vermutlich auf die dem kontraktiven zinspolitischen Schock folgende Konjunkturdämpfung zurückgeführt werden. Ein Vergleich der Langfristzins- mit der Kurzfristzinsbewegung zeigt, dass mit der Zins-

erhöhung durch die Notenbank auch Zinsstruktureffekte verbunden sind. Anfänglich ist der Anstieg des Kurzfristzinses höher als der des Langfristzinses, was die schon erwähnten Portfolioumschichtungen auslöst.

Das reale Immobilienvermögen reagiert auf einen kontraktiven zinspolitischen Impuls fallend, mit insgesamt „U“-förmigem Verlauf. Dadurch entspricht die Impuls-Antwort-Funktion des realen Immobilienvermögens sowohl den theoretischen Erwartungen (höherer Kurzfristzins bedeutet teurere Refinanzierung und damit tendenziell geringe Immobiliennachfrage bzw. geringere Immobilienpreise) als auch den Ergebnissen anderer Analysen.¹³⁾

Der BIP-Deflator reagiert auf einen kontraktiven zinspolitischen Schock zunächst steigend und beginnt erst etwa ab dem fünften Quartal zu fallen.¹⁴⁾ Langfristig weist die Geldpolitik den erwarteten negativen Effekt auf das Preisniveau auf. Insofern zeigen Geldmenge M3 und Preisniveau recht ähnliche Reaktionen auf einen Kurzfristzinsschock.

Die resultierenden Impuls-Antwort-Funktionen stimmen somit weitgehend mit den aus der Theorie abgeleiteten Erwartungen bezüglich der qualitativen Effekte der Geldpolitik überein. In Bezug auf die hier besonders in-

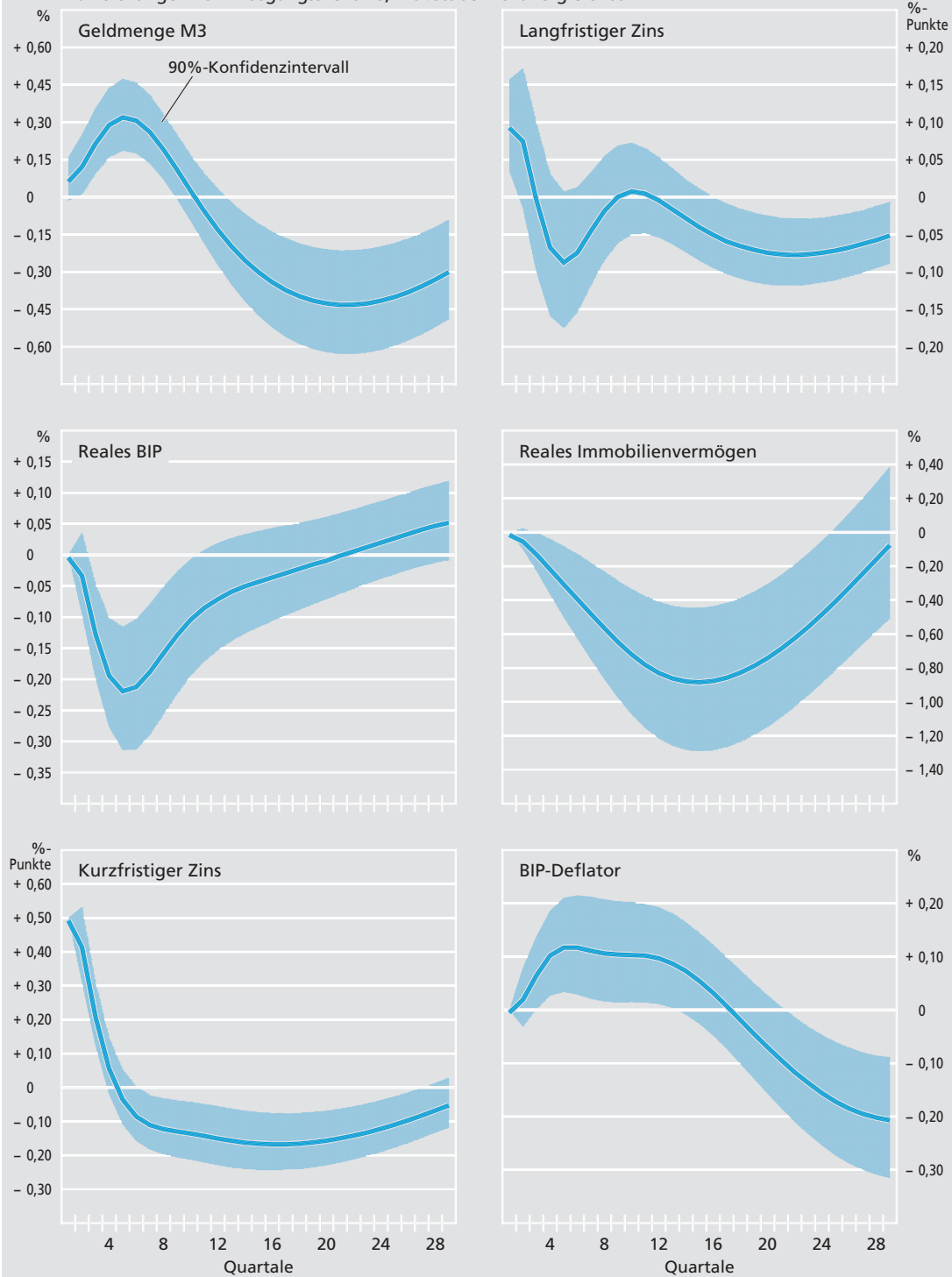
*Zins-
erhöhungen
fördern nur
vorübergehend
das
Geldmengen-
wachstum*

¹³ Vgl.: C. Greiber und R. Setzer (2007), Money and Housing – Evidence for the Euro Area and the US, a. a. O.

¹⁴ In der Literatur wird versucht, die anfänglich positive Reaktion des BIP-Deflators auf einen kontraktiven Zinsschock theoretisch zu erklären (vgl. Literatur zum „Cost Channel“ der geldpolitischen Transmission, z. B. E. Gaiotti und A. Secchi (2006), Is There a Cost Channel of Monetary Policy Transmission? An Investigation into the Pricing Behavior of 2000 Firms, Journal of Money, Credit and Banking 38, S. 2013–2037).

VAR: Impuls-Antwort-Funktionen ausgewählter Indikatoren*)

Abweichungen vom Ausgangsszenario; Maßstäbe nicht vergleichbar



* Reaktionen auf eine simulierte einmalige Erhöhung des Kurzfristzinses um 50 Basispunkte im vektorautoregressiven Modell (VAR).

teressierende monetäre Expansion legen die Ergebnisse nahe, dass die Geldmenge in Reaktion auf einen kontraktiven zinspolitischen Schock (eine einmalige Zinserhöhung) zunächst steigt und erst auf mittel- bis langfristige Sicht den erwarteten fallenden Verlauf aufweist. Allerdings darf dieser anfänglich stimulierende Effekt der Geldpolitik auf die Geldmenge nicht überschätzt werden. Der Beitrag der seit Dezember 2005 erfolgten Zinserhöhungen zu der Geldmengenwachstumsrate von zuletzt knapp 9 ½ % betrug in der Spitze weniger als 1 ¼ Prozentpunkte. Zuletzt dämpften die vergangenen Zinserhöhungen das Geldmengenwachstum bereits leicht.

In der jüngsten Diskussion zur Analyse der geldpolitischen Transmission wird allerdings immer öfter darauf hingewiesen, dass sowohl die Zentralbanken als auch die Finanzmarktteilnehmer bei ihrer Entscheidungsfindung über weit mehr Informationen verfügen, als in Standard-VAR-Modellen berücksichtigt werden können. So wird in der einschlägigen wissenschaftlichen Literatur darauf verwiesen, dass die Nichtberücksichtigung der für die Entscheidungsfindung der Zentralbanken relevanten Variablen im VAR-Ansatz zu einer verzerrten Schätzung der unsystematischen Komponente der Geldpolitik führen und folglich die darauf aufbauenden Schlussfolgerungen des VAR-Modells in Frage stellen kann.¹⁵⁾ Zudem wird in der Literatur angemerkt, dass die Abbildung der grundlegenden Dynamik einiger fundamentaler makroökonomischer Variablen (z. B. der Inflation) durch jeweils nur einen einzigen Indikator unzureichend ist, wenn deren Aussagekraft durch Messfehler

oder andere statistische Mängel beeinträchtigt ist.¹⁶⁾ Angesichts dieser Überlegungen wird nachfolgend die Robustheit der aus dem VAR-Modell resultierenden Ergebnisse gegenüber einer Erweiterung des Analyserahmens überprüft, und zwar insbesondere im Hinblick auf die dynamische Struktur der Geldmengenentwicklung.

Dies geschieht mit Hilfe eines Factor-Augmented-Vector-Autoregressive (FAVAR)-Ansatzes. Das FAVAR-Modell stellt eine Modifizierung des VAR-Modells dar, bei dem anstelle ausgewählter Variablen sogenannte Faktoren berücksichtigt werden, die vorab mittels Faktoranalysetechniken aus einem großen Datensatz extrahiert werden. Der Vorteil des FAVAR-Modells gegenüber sparsamer spezifizierten VAR-Modellvarianten liegt demnach in der Möglichkeit der gleichzeitigen Berücksichtigung aller potenziell relevanten Variablen. Dadurch können Verzerrungen in der Schätzung durch vernachlässigte Informationen („omitted variable bias“) im Rahmen eines FAVAR-Modells weitgehend vermieden werden.¹⁷⁾ Somit erlaubt das FAVAR-Modell, eine große Menge an zusätzlichen Variablen – also beispielsweise auch die Komponenten und Gegenposten der Geldmenge – in die

*Modifizierung
des VAR-
Modells
durch Faktoren*

15 Vgl.: B.S. Bernanke, J. Boivin und P. Elias (2005), Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach, *The Quarterly Journal of Economics* 120 (1), S. 387–422.
16 Vgl. auch: J. Boivin und D. Giannoni (2006), DSGE Models in a Data-Rich Environment, NBER Working Paper Nr. 12772, sowie J. Boivin, M. Giannoni und B. Mojon (2008), *Macroeconomic Dynamics in the Euro Area*, NBER Macroeconomics Annual 2008. Da die Daten für den Euro-Raum bis 1999 auf Basis der künstlichen Aggregation berechnet wurden, sollte das Messfehlerproblem hier von noch größerer Bedeutung sein.

17 Die Güte der Schätzung hängt dabei davon ab, wie gut die extrahierten Faktoren die verfügbare Informationsmenge (den Datensatz) zusammenfassen.

Das FAVAR-Modell der geldpolitischen Transmission

Die grundlegende Idee des FAVAR-Ansatzes besteht darin, zunächst das breite Spektrum an gesamtwirtschaftlichen Daten in wenigen Größen („Faktoren“) zusammenzufassen und diese dann zur Analyse im Rahmen eines VAR-Modells zu verwenden.¹⁾ Vor dem Hintergrund dieser Überlegung wird nachfolgend angenommen, dass sich der $(N \times 1)$ -Vektor der makroökonomischen Zeitreihen X_t als eine Linearkombination aus dem $(K \times 1)$ -Vektor der unbeobachteten Faktoren F_t (K relativ klein, $K \ll N$) und einem beobachteten Faktor R_t , der für die hier besonders interessierende Zinsvariable stehen soll, darstellen lässt:

$$(1) \quad X_t = \Lambda^f F_t + \Lambda^r R_t + e_t.$$

Dabei gibt Λ^f die $(N \times K)$ -Matrix der Faktorkoeffizienten (Faktorladungen) an. Λ^r ist der $(N \times 1)$ -Vektor mit den Koeffizienten des beobachteten Faktors R_t , und e_t ist der $(N \times 1)$ -Vektor der Störterme, die einen Erwartungswert von null aufweisen sowie seriell und miteinander schwach korreliert sein können. Gleichung (1) impliziert, dass die Dynamik jeder einzelnen Zeitreihe im Vektor X_t von den gemeinsamen Faktoren (F_t, R_t) und einer idiosynkratischen Komponente e_t getrieben wird, wobei e_t auch Messfehler enthalten kann.

Ferner wird angenommen, dass die gemeinsamen Faktoren (F_t, R_t) folgendem dynamischen Prozess folgen:

$$(2) \quad \Phi(L) \begin{bmatrix} F_t \\ R_t \end{bmatrix} = v_t,$$

mit $\Phi(L) = I - \Phi_1 L - \dots - \Phi_d L^d$ als der Matrix der Lag-Polynome der Ordnung d und v_t als dem Störterm mit Erwartungswert null und Kovarianzmatrix Ω_v . Gleichung (2) repräsentiert das VAR-Modell in (F_t, R_t) .

Die Schätzung im Rahmen des hier verwendeten FAVAR-Modells läuft in zwei Stufen ab: In der ersten Stufe erfolgt die Faktorextraktion, in der zweiten die Schätzung des VAR-Modells. Die Identifikation des interessierenden geldpolitischen Schocks erfolgt über eine Choleski-Zerlegung mit der Annahme, dass der geldpolitische Schock nur einen verzögerten Einfluss auf die unbeobachteten Faktoren F_t hat.

Im ersten Schritt der Analyse werden K gemeinsame Faktoren $\hat{C}(F_t, R_t)$ aus allen verfügbaren Zeitreihen X_t geschätzt.²⁾ Dabei bleibt zunächst unberücksichtigt, dass der Kurzfristzins R_t annahmegemäß einen beobachteten Faktor darstellt. Da jede Linearkombination, die den geschätzten Hauptkomponenten $\hat{C}(F_t, R_t)$ zugrunde liegt, nun auch den beobachteten Faktor R_t enthält, ist es nicht möglich, den geldpolitischen Schock rekursiv eindeutig zu identifizieren. Deshalb werden in einem nächsten Schritt die geschätzten Faktoren $\hat{C}(F_t, R_t)$ um den Einfluss des beobachteten Faktors R_t korrigiert. Zu diesem Zweck wird zwischen den Variablen, die auf einen geldpolitischen Schock nicht

schon im selben Quartal reagieren und den Variablen, die umgehend auf einen geldpolitischen Schock reagieren können, unterschieden und anschließend ein Vektor \hat{F}_t^S der Hauptkomponenten aus ersteren extrahiert. Da die so ermittelten Faktoren per Definition keine kontemporäre Korrelation mit dem beobachteten Faktor R_t aufweisen, kann der Einfluss des beobachteten Faktors R_t mit Hilfe der folgenden multiplen Regression unverzerrt ermittelt werden:

$$(3) \quad \hat{C}(F_t, R_t) = b_S \hat{F}_t^S + b_R R_t + \varepsilon_t,$$

wobei b_S die Koeffizientenmatrix der unbeobachteten Faktoren und b_R den Koeffizientenvektor des beobachteten Faktors darstellen und ε_t ein Vektor der Zufallsvariablen mit Erwartungswert null sowie Kovarianzmatrix Ω_ε ist. Die gesuchten unbeobachteten Faktoren F_t können schließlich durch Subtraktion des in Gleichung (3) geschätzten Effekts des beobachteten Faktors R_t von $\hat{C}(F_t, R_t)$ ermittelt werden. Anschließend kann das VAR-Modell in F_t und R_t konsistent geschätzt und der geldpolitische Schock mit gewählter Anordnung der Faktoren (R_t an der letzten Stelle der Wirkungskette) rekursiv eindeutig identifiziert werden.

Im Rahmen der vorliegenden Untersuchung erfolgt die Bestimmung der Anzahl der Faktoren auf Grundlage eines selektiven Vergleichs der VAR-Modellgüteeigenschaften. Demnach werden in der bevorzugten Spezifikation acht Faktoren extrahiert, die gemeinsam rund 80% der Gesamtstreuung in den untersuchten Daten erklären können. Das zu schätzende FAVAR-Modell in Gleichung (2) sieht unter Verwendung der identifizierten Faktoren folgendermaßen aus:

$$(2') \quad \Phi(L) \begin{bmatrix} \hat{F}_t \\ R_t \end{bmatrix} = v_t,$$

mit $\Phi(L) = I - \Phi_1 L - \Phi_2 L^2$ als der Matrix der Lag-Polynome der zweiten Ordnung und $\hat{F}_t = (\hat{F}_{1t} \hat{F}_{2t} \hat{F}_{3t} \hat{F}_{4t} \hat{F}_{5t} \hat{F}_{6t} \hat{F}_{7t})$.

Die Impuls-Antwort-Folgen für die interessierenden Variablen in X_t lassen sich schließlich wie folgt berechnen:

$$(4) \quad IAF_X^h = \sum_{f=1}^7 \hat{N}^f \hat{I} \hat{A} F_f^h + \hat{N}^r \hat{I} \hat{A} F_R^h.$$

Dabei geben \hat{N}^f ($f = 1, \dots, 7$) und \hat{N}^r die gemäß der Gleichung (1) geschätzten Faktorkoeffizienten, $\hat{I} \hat{A} F_f^h$ und $\hat{I} \hat{A} F_R^h$ die auf Basis des FAVAR-Modells in Gleichung (2') ermittelten Impuls-Antwort-Funktionen der Faktoren sowie h den betrachteten Zeithorizont (hier 28 Quartale) an. Die Berechnung der zugehörigen 68-prozentigen Konfidenzbänder für die Impuls-Antwort-Verläufe erfolgt mit einem Standard-Bootstrap-Verfahren durch eine 1000-fache Replikation der Schätzgleichungen (1), (2') und (4).³⁾

1 Die folgenden Überlegungen beruhen auf: B.S. Bernanke, J. Boivin und P. Eliasz (2005), Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach, The Quarterly Journal of Economics 120 (1), S. 387–422. — 2 Die Schätzung der Faktoren erfolgt mit Hilfe der statischen Hauptkomponenten-Methode von: J. H. Stock und M. W. Watson (2002), Macroeconomic Forecasting Using Diffusion Indexes, Journal of Business and Economic Statistics 20 (2), S. 147–162. —

3 Man beachte, dass die Festlegung der Konfidenzbreite auf 68% in der FAVAR-Modell-Literatur durchaus üblich ist (vgl.: G. Lagana und A. Mountford (2005), Measuring Monetary Policy in the UK: A Factor-Augmented Vector Autoregression Model Approach, Manchester School 73 (51), S. 77–98, J. Boivin und M. Giannoni (2008), Global Forces and Monetary Policy Effectiveness, NBER Working Paper Series Nr. 13736).

Schätzung einzubeziehen und deren Reaktion auf geldpolitische Maßnahmen zu analysieren. Hierdurch wird es möglich, weitere Erkenntnisse im Hinblick auf die für die anfänglich positive Reaktion der Geldmenge auf einen restriktiven Zinsschock verantwortlichen Gründe zu finden.

*Analyse unter
Einbeziehung
aller potenziell
relevanten
Variablen*

Die Schätzungen beruhen auf einem Datensatz aus 65 makroökonomischen Zeitreihen für den Euro-Raum und wurden für den Beobachtungszeitraum vom vierten Quartal 1986 bis zum vierten Quartal 2006 durchgeführt. Die verwendeten Daten stammen aus der Area-Wide-Model-Datenbank der Europäischen Zentralbank (AWM-Daten) und bilden ein breites Spektrum der wirtschaftlichen Aktivität im Euro-Raum ab.¹⁸⁾ Vor dem Hintergrund der Motivation für diese Untersuchung werden diese Daten zusätzlich um einige monetäre Variablen (M1, M2, M3, korrigiertes M3, Geldkapital, MFI-Kredite sowie globale Geldmenge) erweitert.¹⁹⁾

*Ergebnisse des
FAVAR-Modells
bestätigen
weitgehend die
VAR-Resultate*

Die Ergebnisse stimmen weitgehend mit den vorherrschenden Erwartungen bezüglich der qualitativen Effekte der Geldpolitik überein.²⁰⁾ Sie bestätigen entsprechend die Ergebnisse des zuvor präsentierten VAR-Ansatzes. Interessanterweise tritt im Rahmen des FAVAR-Modells keine vorübergehend positive Preisreaktion auf. Dieses Ergebnis stützt somit den Einwand einiger Autoren,²¹⁾ dass die Abbildung der Inflationsdynamik durch einen einzigen Indikator – im Rahmen der oben verwendeten klein dimensionierten VAR-Modellvariante war dies der BIP-Deflator – unzureichend sein kann.²²⁾

Wie im VAR-Modell steigt die nominale Geldmenge M3 zunächst (allerdings in statistisch nur schwach signifikanter Weise) in Reaktion auf einen einmaligen positiven Impuls im kurzfristigen Zinssatz an, bevor sie etwa ab dem fünften Quartal den erwarteten fallenden und langfristig gegen die Nulllinie tendierenden Verlauf aufweist. Dies bestätigt das Ergebnis aus dem VAR-Ansatz. Vergleicht man den Reaktionsverlauf von M3 mit der Impuls-Antwort-Funktion für die um die Portfolioumschichtungen der Jahre 2001 bis 2003 korrigierte M3-Reihe, so wird deutlich, dass die zunächst steigende Reaktion der nominalen Geldmenge M3 wohl vor allem auf Portfolioreallokationen basiert. Die im Gefolge der Zinserhöhung gestiegene Attraktivität kurzfristiger Anlagen führte vorübergehend zu einer merklichen Liquiditätsausweitung. Die Impuls-Antwort-Funktion des Geldmengenaggregats M1 gibt einen weiteren Anhaltspunkt für diese Überlegung: Die in M1 enthaltenen liquiden, unverzinslichen (Bargeld) oder niedrig verzinsten (täglich fällige Einlagen) Geldmengenkomponenten reagie-

¹⁸ Eine ausführliche Beschreibung der AWM-Daten findet sich in: G. Fagan, J. Henry und R. Mestre (2001), An Area-Wide Model (AWM) for the Euro Area, ECB Working Paper No. 42.

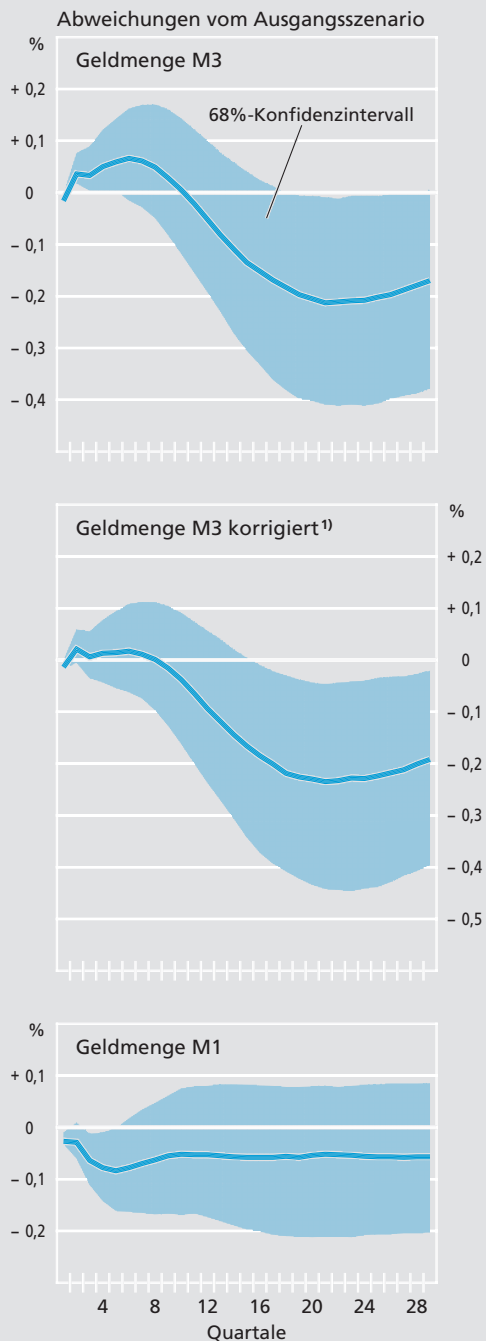
¹⁹ Alle Zeitreihen (außer die Zinssätze) wurden logarithmiert und zum Erhalt des stationären Verlaufs gegebenenfalls differenziert. Da die unterschiedliche Skalierung der Zeitreihen die Faktorextraktion beeinträchtigen könnte, wurden außerdem alle Reihen standardisiert, sodass sie einen Mittelwert von null und eine Varianz von eins aufweisen.

²⁰ Für eine genauere Darstellung der Spezifikation bzw. der Ergebnisse vgl.: B. Laes, Analysing monetary policy transmission in the euro area – evidence from VARs and FAVARs, a. a. O.

²¹ Vgl. z. B.: C. A. Sims (1992), Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy, a. a. O.

²² Im Rahmen des FAVAR-Modells wurden neben dem BIP-Deflator auch andere Preisindikatoren wie HVPI, Konsum-Deflator, Welt-BIP-Deflator, Brutto-Investitionen-Deflator, usw. berücksichtigt.

FAVAR: Impuls-Antwort-Funktionen ausgewählter Indikatoren*)



* Reaktionen auf eine simulierte einmalige Erhöhung des Kurzfristzinses um 50 Basispunkte in einem mit Faktoren geschätzten vektorautoregressiven Modell (FAVAR). — 1 M3 bereinigt um den Effekt unsicherheitsbedingter Portfolioumschichtungen.

Deutsche Bundesbank

ren auf einen einmaligen Zinsschock, durch den die Opportunitätskosten der Geldhaltung steigen, anfänglich negativ, wobei sich der Effekt mittel- bis langfristig jedoch als nicht signifikant herausstellt.

Fazit

Insgesamt betrachtet unterliegt das Geldmengenwachstum also zahlreichen Einflussgrößen, die in ihrer Bedeutung im Zeitablauf variieren können. Eine Analyse auf Basis der konsolidierten Bilanz des MFI-Sektors liefert dabei Hinweise, ob der Geldmengenanstieg mit Blick auf die Bilanzgegenposten eher auf eine entsprechende Ausweitung des Aktivgeschäfts der Banken zurückgeht oder mit einer besonders schwachen längerfristigen Anlagebereitschaft der Nichtbanken bei Kreditinstituten (Geldkapitalbildung) verbunden ist. Beide Quellen der Geldentstehung haben seit der Euro-Einführung die Geldmengendynamik geprägt. Von 2001 bis 2003 waren umfangreiche unsicherheitsbedingte Portfolioumschichtungen zu beobachten; seit Mitte 2004 dominiert der kreditgetriebene Geldmengenanstieg. Die Unterscheidung solcher Ursachen hat geldpolitische Implikationen. Während mit unsicherheitsbedingten Portfolioumschichtungen weniger Auswirkungen auf die Verbraucherpreise verbunden sein dürften, gibt ein stark kreditgetriebener Geldmengenanstieg größeren Anlass zu stabilitätspolitischen Sorgen.

Welcher Beitrag von den gesamtwirtschaftlichen Fundamentaldaten wie dem Einkommen und der Zinssituation auf das Geldmen-

genwachstum tatsächlich ausgeht, kann man nur auf Basis empirischer Untersuchungen bestimmen. Jüngere Studien belegen beispielsweise, dass in den letzten Jahren Immobilienvariablen eine wichtige Bedeutung zur Erklärung der Geldnachfrage erlangt haben. Allerdings kann man auch mit einem solchen Ansatz gegenwärtig nur rund die Hälfte des Geldmengenwachstums erklären. Offenbar wird der langfristige Zusammenhang von vorübergehenden aber immer wieder wechselnden kurzfristigen Einflussfaktoren überlagert.

Im Rahmen eines VAR-Modells lässt sich beispielsweise zeigen, dass von Zinsänderungen durchaus im Vorzeichen wechselnde Auswirkungen auf die Geldmengenentwicklung ausgehen. So fördern Zinserhöhungen zunächst

das Geldmengenwachstum, bevor sie es in der längeren Frist dämpfen. Ein wichtiger Faktor zur Erklärung dieser dynamischen Geldmengenreaktion dürfte sein, dass breit abgegrenzte Geldmengenaggregate vorübergehend von der Abflachung der Zinsstruktur (bis hin zur Invertierung) profitieren, bevor die straffere Geldpolitik längerfristig die Kreditgewährung der Banken dämpft und die Geldkapitalbildung wieder stärkt. Daher sollte der temporär die Geldmenge erhöhende Effekt eines Zinsanstiegs nicht überbewertet werden. So haben die seit Dezember 2005 vorgenommenen Zinsanhebungen das Geldmengenwachstum in der Spitze um nicht mehr als $1\frac{1}{4}$ Prozentpunkte gefördert. Zuletzt dämpften die vergangenen Zinserhöhungen das Geldmengenwachstum bereits leicht.