

# Der Einfluß des Nicht-Bankensektors auf das volkswirtschaftliche Geldangebot

Von Manfred Neldner, Osnabrück

## I. Einleitung

Das Geldangebot wird in Industrieländern westlicher Prägung von der Gesamtheit der Banken unter Führung der nationalen Zentralbank bereitgestellt. „Führung“ bedeutet, daß die Zentralbank aufgrund der ihr zugeordneten hoheitsrechtlichen Befugnisse die Möglichkeit hat, das Geldangebot mit Hinblick auf bestimmte gesamtwirtschaftliche Ziele zu steuern, was aber keineswegs ausschließt, daß die Geldmengenentwicklung auch durch die Geschäftsbanken und den Nicht-Bankensektor beeinflusst wird. Die Bedeutung, die den Geschäftsbanken in diesem Zusammenhang zufällt, ist im Anschluß an eine bahnbrechende empirische Untersuchung von Tinbergen [1939] in der Vergangenheit bereits ausführlich analysiert worden. Weniger Aufmerksamkeit hat dagegen das geldangebotsrelevante Verhalten des Nicht-Bankensektors gefunden, das in Anlehnung an die traditionelle Geldschöpfungslehre [vgl. hierzu *Schilcher* 1973] meist nach wie vor nur durch einige parametrische Konstante (etwa die Bargeld- oder die Terminguthabenquote) erfaßt wird.

## II. Die geldangebotsrelevanten Portfolio-Dispositionen der Nicht-Banken

Von der Deutschen Bundesbank wird derzeit als umfassendste Geldmengengröße das Aggregat

$$(1) \quad M3_{erw} = N + D + T + S + L$$

verwendet, das außer Bargeld ( $N$ ), Sicht- ( $D$ ), Termin- ( $T$ ) und Spareinlagen ( $S$ ) noch einige sonstige liquide Aktiva ( $L$ ) – Euro-DM-Einlagen inländischer Nicht-Banken und kurzfristige Schuldverschreibungen inländischer Banken – umfaßt. Die sonstigen liquiden Aktiva unterliegen im Inland kei-

ner Mindestreservepflicht. Das Mindestreserve-Soll ( $MR$ ) der inländischen Banken wird folglich durch die Beziehung

$$(2) \quad MR = r_D D + r_T T + r_S S$$

bestimmt, in der  $r_D$ ,  $r_T$  und  $r_S$  die durchschnittlichen Mindestreserve-Sätze gegenüber Sicht-, Termin- und Spareinlagen repräsentieren.

Die Basisgeldmenge ( $B$ ) setzt sich aus dem Bargeldumlauf und den Reserven der Banken zusammen. Mithin ist

$$(3) \quad B = N + MR,$$

sofern der Einfachheit halber unterstellt wird, daß der Bankensektor seine Reservehaltung stets an das vorgeschriebene Mindestniveau anpaßt. Wird (1) durch (3) dividiert, ergibt sich unter Berücksichtigung von (2) nach einigen Umformungen die Geldangebotsgleichung

$$(4) \quad \frac{M3 erw}{B} = \frac{1 + k + t + s + l}{k + r_D + r_T t + r_S s},$$

deren rechte Seite den für das hier zugrunde gelegte Geldmengenkonzept relevanten Angebotsmultiplikator darstellt. Letzterer wird bei gegebenen Mindestreserve-Sätzen allein durch die Portfolio-Variablen  $k$ ,  $t$ ,  $s$  und  $l$  bestimmt, die in dieser Reihenfolge die Bargeldquote  $\left(\frac{N}{D}\right)$ , die Terminguthabenquote  $\left(\frac{T}{D}\right)$ , die Sparguthabenquote  $\left(\frac{S}{D}\right)$  und die Liquiditätsquote  $\left(\frac{L}{D}\right)$  des inländischen Nicht-Bankensektors bezeichnen.

Wie die Erfahrung lehrt, sind  $k$ ,  $t$ ,  $s$  und  $l$  aber weder kurz- noch längerfristig konstant. Wer den Einfluß der Nicht-Banken auf das volkswirtschaftliche Geldangebot in einer der Realität angemessenen Weise erfassen will, ist daher genötigt, den Bestimmungsgründen für die Höhe und die Veränderungen dieser vier Quotenausdrücke in detaillierter Form nachzugehen.

Die bisherigen Vorarbeiten auf diesem Gebiet haben sich im wesentlichen auf die Nachfrage nach Bargeld relativ zu der jeweiligen Sichtguthabenhaltung beschränkt. Zu verweisen wäre hier insbesondere auf die nun schon mehr als 30 Jahre alte, grundlegende Untersuchung von *Cagan* [1958], die sich allerdings bewußt auf den längerfristigen Aspekt konzentriert und deshalb Momente wie den Grad der Verstärkung, die Reisefreudigkeit der Bevölkerung oder die durch die wachsende Steuerbelastung geförderte Aus-

breitung schattenwirtschaftlicher Aktivitäten als Hauptdeterminanten der Bargeldquote herausstellt. Für die praktische Geldpolitik ist jedoch weniger der säkulare Entwicklungstrend, sondern eher das kurz- oder mittelfristig zu erwartende Auf und Ab des Geldangebotsmultiplikators bedeutsam. Mit-hin besteht die Notwendigkeit, dem von *Cagan* gewählten langfristigen Ansatz eine kürzerfristig orientierte Alternative zur Seite zu stellen.

### III. Einige kurzfristige Hypothesen

Ein in diesem Zusammenhang denkbare Vorgehen wäre, auf die seit *Keynes* geläufige Unterscheidung zwischen der Nachfrage nach Zahlungsmitteln (Transaktionskasse) und der Nachfrage nach Wertaufbewahrungsmitteln (Spekulationskasse) zurückzugreifen [*Neldner* 1976, S. 199 ff.]. Denn Bargeldbestände werden heute ausschließlich und Sichteinlagen in der Regel überwiegend als Zahlungsmittel verwendet, während die befristeten Einlagen und die sonstigen liquiden Aktiva in erster Linie als Mittel der Wertaufbewahrung fungieren.

Geht man von der Standardversion der *keynesianischen* Geldnachfrage-theorie aus, so wird die reale Nachfrage nach Zahlungsmitteln im wesentlichen durch das reale Brutto-Sozialprodukt bestimmt, wobei eine Zunahme des Sozialprodukts annahmegemäß mit einer Mehrnachfrage nach Zahlungsmitteln einhergeht. Darüber hinaus wird heute meist unterstellt, daß zwischen den jeweils gewünschten Zahlungsmittelbeständen und der Durchschnittsverzinsung alternativer Vermögensanlageformen eine inverse Beziehung besteht, obwohl dieser Zusammenhang in der Realität vermutlich nicht allzu stark ausgeprägt ist.

Mit Hinblick auf die Zusammensetzung der geplanten Zahlungsmittelhaltung ist vor allem der Umstand bedeutsam, daß Bargeld in erster Linie der finanziellen Abwicklung des Kleinhandels dient, während bei allen übrigen Transaktionen Sichtguthaben bevorzugt werden. Folglich wird es unter sonst gleichen Bedingungen zu einer Umverteilung der Zahlungsmittelbestände zugunsten des Bargelds kommen, sobald die Einzelhandelspreise (bzw. die Konsumgüterpreise oder die Lebenshaltungskosten) relativ zum Gesamtpreisniveau ansteigen.

Die reale Nachfrage nach Wertaufbewahrungsmitteln wird sich dagegen gleichgerichtet mit dem Realvermögen und ihrer jeweiligen Eigenverzinsung sowie entgegengesetzt zu der Durchschnittsverzinsung anderer Anlageformen verändern. Die Transformation nominaler in reale Größen dürfte dabei wiederum vorwiegend unter Verwendung eines Deflators erfol-

gen, der nicht – wie im Falle der Bargeldhaltung – nur einen bestimmten Preisausschnitt repräsentiert, sondern die Entwicklung des Gesamtpreinsniveaus widerspiegelt.

In Verbindung mit den Spardepositen ist zudem als Besonderheit zu beachten, daß diese Einlagenform häufig als eine Art finanzieller Puffer fungiert, der in Einkommensperioden mit relativ geringen Ausgaben aufgestockt und in Zeiten relativ hoher Ausgaben zum Teil wieder abgebaut wird. Infolgedessen ist davon auszugehen, daß sich die Nachfrage nach Spareinlagen *ceteris paribus* gegenläufig zum Index der Einzelhandelsumsätze oder einer ähnlichen Kennzahl entwickeln wird.

Angewandt auf die hier zur Diskussion stehende Fragestellung, lassen sich aus diesen Zusammenhängen folgende Arbeitshypothesen ableiten [vgl. auch *Neldner 1977*]:

*Erstens:* Die Bargeldquote wird sich im Regelfall gleichgerichtet mit der Relation der Einzelhandelspreise<sup>1</sup> zum Preisindex für das Brutto-Sozialprodukt verändern, da Bargeld im Vergleich zu Sichtdepositen vermehrt (vermindert) als Zahlungsmittel nachgefragt wird, sofern die Preise der vorwiegend im Detailhandel umgesetzten Sachgüter und Dienstleistungen stärker (weniger stark) als das durchschnittliche Preisniveau steigen. Außerdem wird die Bargeldquote zunehmen, wenn sich das Marktzinsniveau und (oder) das Verhältnis der Gesamteinkommen zum Gesamtvermögen erhöht, weil ein steigendes Zinsniveau oder eine Abnahme des Vermögens vor allem eine fallende Nachfrage nach Wertaufbewahrungsmitteln (das heißt zum Teil auch nach Sichtdepositen) und eine Erhöhung der Einkommen eine Zunahme der Nachfrage nach Zahlungsmitteln (insbesondere auch nach Bargeld) erwarten läßt.

*Zweitens:* Die Terminguthabenquote wird fallen, sobald das Marktzinsniveau und (oder) die Einkommens-Vermögens-Relation steigen beziehungsweise wenn die Durchschnittsverzinsung für Termineinlagen zurückgeht. Denn bei einem Anstieg des Marktzinsniveaus oder einer Abnahme des Vermögens wird sich die Nachfrage nach Terminguthaben stärker als die Nachfrage nach Sichtguthaben vermindern, da Terminguthaben, anders als Sichtguthaben, nahezu ausschließlich als Mittel der Wertaufbewahrung dienen. Den gleichen Effekt wie eine Marktzinserhöhung wird – aus zum Teil ähnlichen Gründen – auch eine *ceteris paribus* fallende Eigenverzinsung für Termineinlagen haben, während umgekehrt ein wachsendes Einkommen über den dadurch bedingten Mehrbedarf an Zahlungsmitteln die Nachfrage

---

<sup>1</sup> Wie schon zuvor könnte hier und im folgenden auch alternativ mit Hilfe der Konsumgüterpreise oder der Lebenshaltungskosten argumentiert werden.

nach Sichtdepositen relativ zu der Nachfrage nach Terminepositen steigen läßt. Schließlich ist anzunehmen, daß sich die Terminguthabenquote tendenziell in die gleiche Richtung wie das Verhältnis der Einzelhandelspreise zum allgemeinen Durchschnitt der Preise verändert, weil ein relativer Anstieg der Preise im Einzelhandel eine Umgruppierung der Zahlungsmittelbestände zu Lasten der Sichtguthaben zur Folge hat, während sich die Nachfrage nach Terminepositen vermutlich nicht ändert.

*Drittens:* Was für die Terminguthabenquote gilt, gilt für die Sparguthabenquote und die Liquiditätsquote in gleicher Weise. Auch sie werden fallen, wenn sich das Marktzinsniveau oder das Einkommen relativ zum Vermögen erhöht, und auch sie werden steigen, wenn die Inflationsrate im Einzelhandel über dem gesamtwirtschaftlichen Durchschnitt liegt oder wenn sich der Zinssatz für Spareinlagen beziehungsweise der Zinssatz der sonstigen liquiden Aktiva (etwa der Euro-DM-Zins) bei gegebenem Marktzins nach oben bewegt. Die Sparguthabenquote wird sich zudem gegenläufig zu den realen Umsätzen im Einzelhandel entwickeln, sofern Banksparkonten tatsächlich als ein „Zwischenlager“ für temporär nicht benötigte Kaufkraft fungieren.

#### IV. Empirische Resultate

Die empirischen Ergebnisse, über die im folgenden kurz zu berichten ist, beziehen sich ausschließlich auf die Bundesrepublik Deutschland. Zugrunde gelegt wurden ihnen (nicht saisonbereinigte) Quartalsdaten für die Periode 1973 I bis 1987 IV, deren Beginn mit dem endgültigen Zusammenbruch des Wechselkurssystems von Bretton Woods – und insofern mit der Installierung eines neuen monetären „Regimes“ – zusammenfällt. In den Schätzungen für die Liquiditätsquote wurden allerdings ausschließlich Daten für den Zeitraum von 1979 I bis 1990 II verwendet, da für die Jahre vor 1979 statistische Angaben für die „sonstigen“ liquiden Aktiva (beziehungsweise für das Geldmengenaggregat *M3<sub>erw</sub>*) nicht zur Verfügung stehen.

Wie die in den Tabellen I bis III zusammengestellten Schätzungen zeigen, scheinen die aus der Geldnachfragetheorie von *Keynes* abgeleiteten Hypothesen durchaus geeignet zu sein, das in der Vergangenheit zu beobachtende Portfolioverhalten der Geldnachfrager befriedigend zu erklären: Das um die Zahl der Freiheitsgrade bereinigte multiple Bestimmtheitsmaß bewegt sich – je nach Spezifikation der einzelnen Regressionsgleichungen – zwischen 0,76 und 0,95, und die geschätzten Koeffizienten weisen nicht nur die von der Theorie her geforderten Vorzeichen auf, sondern sie sind auch (bis auf

die Regressionskonstanten in den Gleichungen I:3, I:4 und II:2) durchweg statistisch gesichert. Auffallend hoch ist das Signifikanzniveau besonders im Falle der drei hier verwendeten Preisrelationen, deren bislang kaum beachtete Rolle als potentielle Bestimmungsfaktoren der für das Geldangebot maßgeblichen Quotenausdrücke damit (zumindest vorläufig) auch empirisch bestätigt wird.

Tabelle I

**Schätzungen für die Bargeld- (*k*) und die Terminguthabenquote (*t*),  
Quartalsdaten 1973 I - 1987 IV**

Gleichung	I : 1	I : 2	I : 3	I : 4
abh. Variable	<i>k</i>	<i>k</i>	<i>t</i>	<i>t</i>
Konst.	- 0,141 (2,60)	- 0,146 (2,35)	- 0,587 (1,80)	- 0,562 (1,85)
$\frac{PC}{P}$	0,605 (11,79)	-	-	1,482 (5,08)
$\frac{PL}{P}$	-	0,607 (10,13)	1,494 (4,80)	-
$\frac{Y}{W}$	0,019 (2,13)	0,029 (3,37)	- 0,047 (2,01)	- 0,049 (2,13)
IT	-	0,003 (2,84)	0,025 (2,66)	0,024 (2,60)
IG	0,003 (3,88)	-	-	-
$\bar{R}^2$	0,81	0,76	0,91	0,91
DW	1,95	1,77	1,61	1,53
Rho	0,57	0,52	0,90	0,90

*t*-Werte der Schätzungen in Klammern –  $\bar{R}^2$  ist das um die Zahl der Freiheitsgrade bereinigte multiple Bestimmtheitsmaß. – DW bezeichnet den Durbin-Watson-Koeffizienten. – Rho ist der Koeffizient des autoregressiven Prozesses der Residuen nach Cochrane-Orcutt. – Für die Definition und die Dimensionierung der verwendeten Variablen sowie für Quellenhinweise vgl. den Anhang.

In Verbindung mit der Bargeldquote liefern vor allem die unter Heranziehung der Konsumgüterpreise (*PC*) oder der Lebenshaltungskosten (*PL*) gebildeten Preisvariablen brauchbare Resultate. Bei Verwendung unterschiedlicher Marktzinssätze (*IG* bzw. *IT*) werden dagegen Abweichungen nennenswerter Art nicht erkennbar, außer daß in Verbindung mit dem Zins-

Tabelle II

**Schätzungen für die Sparguthabenquote (s),  
Quartalsdaten 1973 I - 1987 IV**

Gleichung	II : 1	II : 2
Konst.	- 0,758 (3,72)	0,816 (1,35)
$\frac{PE}{P}$	-	1,351 (2,70)
$\frac{PC}{P}$	2,893 (13,95)	-
$\frac{Y}{W}$	- 0,021 (6,62)	-
ER	-	- 0,004 (4,36)
$\frac{W}{P}$	-	0,012 (5,72)
IW-IS	-	- 0,016 (2,22)
IW	- 0,037 (10,55)	-
$\bar{R}^2$	0,86	0,86
DW	1,76	1,96
Rho	-	0,61

Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle I.

satz für Termineinlagen (*IT*) die Einkommens-Vermögens-Relation (*Y/W*) statistisch besser als sonst gesichert ist.

Die für die Bargeldquote maßgeblichen Preisrelationen sind offenbar auch für die jeweilige Höhe der Terminguthabenquote bedeutsam. Jedoch läßt sich hier ein signifikanter (negativer) Einfluß des Marktzniveaus nicht belegen, weshalb in Tabelle I auch nur solche Regressionen aufgeführt sind, in denen neben der Eigenverzinsung der Termineinlagen keine weitere Zinsvariable berücksichtigt wird.

Im Falle der Sparguthabenquote ergeben sich nunmehr auch für das Verhältnis der Einzelhandelspreise (*PE*) zum Preisindex für das Brutto-Sozialprodukt (*P*) statistisch gesicherte Koeffizienten, deren Signifikanzniveau

aber hinter dem sonst üblichen Durchschnitt deutlich zurückbleibt. Darüber hinaus ist der Koeffizient der Marktzinsvariablen ( $IW$ ) jetzt immer signifikant negativ, während der (ebenfalls gesicherte) Zinssatz für Sparanlagen ( $IS$ ) das erwartete positive Vorzeichen aufweist.

In Verbindung mit Gleichung II:2 wurde zudem die Einkommens-Vermögens-Relation durch die realen Einzelhandelsumsätze ( $ER$ ) und das reale Vermögen ( $W/P$ ) ersetzt. Auch deren Koeffizienten sind mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1 % statistisch gesichert, und das negative Vorzeichen für die Einzelhandelsumsätze läßt darauf schließen, daß die hier unterstellte Pufferfunktion eines Teiles der Spardepositen mit dem vorliegenden Datenmaterial durchaus vereinbar ist.

Im Zusammenhang mit der Liquiditätsquote vermag der *keynesianische* Theorie-Ansatz sogar bis zu 95 % der beobachteten Veränderungen zu erklären. Allerdings liefern die Schätzungen III:1 und III:2 jeweils recht unterschiedliche Werte für die Koeffizienten der Preisrelation und des Quotienten aus Einkommen und Vermögen, was aber möglicherweise damit zusammenhängt, daß in III:2 die (nicht signifikante) Regressionskonstante a priori gleich Null gesetzt wird.

*Tabelle III*  
**Schätzungen für die Liquiditätsquote (I),  
Quartalsdaten 1979 I - 1990 II**

Gleichung	III : 1	III : 2
Konst.	- 0,595 (2,47)	-
$\frac{PL}{P}$	1,090 (6,83)	0,459 (18,57)
$\frac{Y}{W}$	- 0,328 (3,84)	- 0,576 (8,21)
IW-IE	- 0,012 (2,38)	-
IO-IE	-	- 0,012 (2,11)
$\bar{R}^2$	0,95	0,93
DW	1,97	1,79
Rho	0,96	0,76

Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle I.



## V. Modell-endogene Reaktionen des Geldangebots

Über die Portfolio-Entscheidungen des Nicht-Bankensektors wird das Geldangebot unter sonst gleichen Bedingungen (das heißt bei gegebenen Mindestreservesätzen und gegebener Basisgeldmenge) offenbar vor allem durch die Relation der Einzelhandelspreise zum Gesamtpreisniveau, das Realeinkommen, das Realvermögen und den Marktzins beeinflusst. Die Frage, in welche Richtung sich dieser Einfluß vollzieht, läßt sich anhand des Multiplikatorausdrucks auf der rechten Seite von Gleichung (4) und der in den Tabellen I bis III wiedergegebenen Schätzungen relativ leicht beantworten.

Sofern die Bedingung  $1 > r_D \geq r_T \geq r_S$  gilt, ist die partielle Ableitung des Geldangebotsmultiplikators nach  $k$  negativ und nach  $t$ ,  $s$  oder  $l$  positiv. Mit hin folgt, daß sich das Geldangebot *ceteris paribus* gegenläufig zum Realeinkommen oder zum Marktzinsniveau beziehungsweise in die gleiche Richtung wie das Realvermögen verändert, da die Einkommens-Vermögens-Relation und die Marktzinsvariable in den Schätzungen für  $k$  ein positives und in den Schätzungen für  $t$ ,  $s$  und  $l$  ein negatives Vorzeichen aufweisen<sup>2</sup>. Weniger eindeutig sind hingegen die Folgen, mit denen bei einer relativen Preiserhöhung für diejenigen Güter zu rechnen ist, die gewöhnlich gegen Bargeld umgesetzt werden. Denn die Koeffizienten der entsprechenden Preisvariablen sind in allen Schätzungen erwartungsgemäß positiv, was in Verbindung mit der Bargeldquote einem kontraktiven und in Verbindung mit den drei übrigen Quoten einem expansiven Effekt auf das Geldangebot gleichkommt. Die Reaktion der Geldmenge hängt folglich allein davon ab, welcher dieser beiden Einflüsse im konkreten Einzelfall überwiegt.

## VI. Schlußbemerkungen

Die hier entwickelten Hypothesen und die auf dieser Grundlage erzielten empirischen Resultate beziehen sich vorwiegend auf kürzere Fristen. Unter dem längerfristigen Gesichtspunkt wäre es dagegen erforderlich, auch dem Wandel der institutionellen Rahmenbedingungen Rechnung zu tragen, wobei insbesondere an die Ausbreitung neuer Zahlungstechniken (zum Beispiel Scheck- und Kreditkarten), an die Entwicklung bisher nicht bekannter Anlageformen bei den Geschäftsbanken oder an die vielfachen Mutationen der außerbanklichen Finanzmärkte zu denken ist. Einige vorläufige Schät-

---

<sup>2</sup> Der negative Koeffizient der Marktzinsvariablen war im Falle der Terminguthabenquote allerdings nie statistisch gesichert.

zungen haben jedoch gezeigt, daß sich innerhalb des hier gewählten – maximal 60 Quartale umfassenden – Untersuchungszeitraums Einflußfaktoren dieser Art nicht in statistisch signifikanten Koeffizienten niederschlagen.

### Literatur

*Cagan*, Ph. [1958]: The Demand for Currency Relative to the Total Money Supply, in: The Journal of Political Economy, 66, S. 303 - 327. – *Neldner*, M. [1976]: Die Bestimmungsgründe des volkswirtschaftlichen Geldangebots, Berlin, New York. – *Neldner*, M. [1977]: The Determinants of the Currency Ratio, the Time Deposit Ratio, and the Savings Deposit Ratio: An Econometric Analysis for the West-German Economy, in: Weltwirtschaftliches Archiv, 113, S. 667 - 692. – *Schilcher*, R. [1973]: Geldfunktionen und Buchgeldschöpfung. Ein Beitrag zur Geldtheorie, 2. Aufl., Berlin. – *Tinbergen*, J. [1939]: Statistical Testing of Business Cycle Theories II: Business Cycles in the United States of America 1919 - 1932, Geneva.

### Anhang

#### Definition und Dimensionierung der für die Schätzungen verwendeten Variablen, Quellenhinweise

- ER* = Einzelhandelsumsätze in Preisen von 1980.
- IE* = Euro-DM-Zinssatz für 3-Monats-Geld, Luxemburg.
- IG* = Geldmarktzinssatz für 3-Monats-Geld, Frankfurt/Main.
- IO* = Emissionsrenditen inländischer Inhaberschuldverschreibungen der öffentlichen Hand.
- IS* = Zinssatz inländischer Kreditinstitute für Spareinlagen mit gesetzlicher Kündigungsfrist.
- IT* = Zinssatz inländischer Kreditinstitute für Termineinlagen von DM 100 000 bis zu DM 1 Mio. mit einer Laufzeit zwischen 1 Monat und 3 Monaten.
- IW* = Emissionsrenditen inländischer Inhaberschuldverschreibungen, insgesamt.
- k* = Bargeldquote, Bargeldkomponente von *M1* bezogen auf die Sichtguthabenkomponente von *M1*.
- l* = Liquiditätsquote, *M3<sub>erw</sub>* – *M3* bezogen auf die Sichtguthabenkomponente von *M1*.
- PC* = Preisindex für den privaten Verbrauch.
- PE* = Index der Einzelhandelspreise.
- PL* = Index der Lebenshaltungskosten.
- P* = Preisindex des Brutto sozialprodukts.
- s* = Sparguthabenquote, *M3* – *M2* bezogen auf die Sichtguthabenkomponente von *M1*.

$t$  = Terminguthabenquote,  $M2 - M1$  bezogen auf die Sichtguthabenkomponente von  $M1$ .

$W$  = Nominalvermögen der privaten Haushalte, jeweils ermittelt durch Kumulation der nominalen Ersparnisbildung privater Haushalte ab 1973 I.

$Y$  = Nominales Bruttozialprodukt.

Die in der inländischen Währungseinheit ausgedrückten Variablen haben die Dimension Mrd. DM. Die Zinssätze sind Prozentsätze p. a., berechnet unter Verwendung von Monatsdurchschnittsdaten ( $IG$ ,  $IO$ ,  $IS$ ,  $IT$ ,  $IW$ ) bzw. von Monatsenddaten ( $IE$ ). Für die Preisindizes gilt als Basis 1980 = 100.

*Quellen:* Deutsche Bundesbank ( $ER$ ,  $IG$ ,  $IO$ ,  $IS$ ,  $IT$ ,  $IW$ ,  $k$ ,  $l$ ,  $s$ ,  $t$ ), Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung ( $PC$ ,  $P$ ,  $W$ ,  $Y$ ), Frankfurter Allgemeine Zeitung ( $IE$ ), Statistisches Bundesamt ( $PE$ ,  $PL$ ).

## Zusammenfassung

### Der Einfluß des Nicht-Bankensektors auf das volkswirtschaftliche Geldangebot

Der konventionelle Geldangebots-Multiplikator wird bei gegebenen Mindestreserve-Sätzen allein durch die vom Nicht-Bankensektor gewünschte Aufteilung seiner Geldbestände auf die einzelnen Geldmengenkomponenten bestimmt. Die hier vorgelegten Schätzungen zeigen, daß für diese Portfolio-Entscheidungen neben einzelnen Marktzinssätzen und verschiedenen Preisrelationen vor allem das Realeinkommen und das Realvermögen bedeutsam sind. Das volkswirtschaftliche Geldangebot hängt danach nicht nur von der Basisgeldmenge und der Mindestreserve-Politik der Zentralbank ab, sondern es scheint sich in der Regel auch gleichgerichtet mit dem Realvermögen und entgegengesetzt zum Marktzinssniveau und den Realeinkommen zu verändern. Seine Reaktion auf relative Preisänderungen bleibt hingegen grundsätzlich unbestimmt, da sich in diesem Fall zwei Effekte gegenläufiger Art überlagern.

## Summary

### The Portfolio-Behavior of the Non-Banking Public and the Total Money Supply

If reserve ratios are given, the value of the money multiplier critically depends on how the public wants to divide its money holdings between the various components of the total money supply. As the regression equations presented above indicate, these portfolio decisions mainly hinge on variables like relative prices, market interest rates, real wealth, and real income. The domestic money supply, therefore, not only varies in response to changes in the volume of base money or to a shift in the minimum reserve requirements set by the central bank, but it is also positively correlated with movements in real wealth and inversely correlated with movements in real income or in the level of market interest rates. Its reaction to changes in relative prices, however,

cannot be predicted precisely, because in this case there are two effects pointing into opposite directions either of which may dominate.

### **Résumé**

#### **L'influence du secteur non-bancaire sur l'offre monétaire nationale**

Sous des taux de réserve obligatoire donnés, le multiplicateur conventionnel de l'offre monétaire est déterminé uniquement par la répartition des fonds du secteur non-bancaire entre les différentes composantes de la masse monétaire. Les estimations présentées dans cet article indiquent que ces décisions de portefeuille sont influencées avant tout par le revenu réel et le patrimoine réel, outre par les différents taux d'intérêt du marché et la structure des prix relatifs. L'offre monétaire nationale ne dépend donc pas seulement de la masse monétaire de base et de la politique de réserve minimum de la banque centrale; elle semble changer aussi en règle générale, en fonction positivement, du patrimoine réel et, en sens inverse, du niveau des taux d'intérêt sur le marché et du revenu réel. Sa réaction face aux changements de prix relatifs, par contre, reste fondamentalement indéterminée, car, dans ce cas, deux effets contraires se superposent.