

Der Einfluß der Nicht-Banken auf das gesamtwirtschaftliche Geldangebot

Eine empirische Untersuchung im Rahmen der linearen Geldangebotstheorie von Brunner und Meltzer

Von Manfred Neldner, Bochum

I. Einleitung

Sieht man von Großmodellen für den finanziellen Sektor der Volkswirtschaft ab, so stützt sich die Behandlung geldangebotstheoretischer Probleme gegenwärtig im wesentlichen auf zwei Modellansätze, deren Grundzüge auf Arbeiten von Jan *Tinbergen* bzw. von Karl *Brunner* und Allan H. *Meltzer* zurückgehen¹.

Geldangebotsmodelle der *Brunner-Meltzer*-Kategorie erfreuen sich in letzter Zeit vor allem im deutschen Sprachbereich einer stetig wachsenden Beliebtheit². Dabei konzentriert sich das Interesse jedoch ausschließlich auf die „nicht-lineare“ Version dieses Modelltyps, die sich konzeptionell — wenn überhaupt — nur geringfügig von den (wesentlich älteren) *Tinbergen*-Modellen unterscheidet, während die weitaus originellere „lineare“ Modellvariante kaum noch Beachtung findet.

Die augenscheinlich geringe Attraktivität der linearen Geldangebotstheorie kommt nicht von ungefähr: Schon *Brunner* und *Meltzer* selbst ist es nicht gelungen, die mit einem relativ großen formalen Aufwand entwickelte Grundhypothese für Test- und Prognosezwecke in eine akzeptable Struktur umzuformen³, so daß es so aussehen will, als ob dieser Ansatz der Diskussion keine neuen Impulse zu geben vermag.

Der Verfasser des vorliegenden Beitrags hat allerdings bereits früher die Ansicht vertreten, daß sich auch aus der linearen Version des *Brun-*

¹ Vgl. hierzu *Neldner*, M.: Die Bestimmungsgründe des volkswirtschaftlichen Geldangebots, Berlin/New York 1976, S. 75 ff. und S. 259 ff.

² Vgl. z. B. *Jarchow*, H.-J. und *Möller*, H.: Geldbasis und Geldbasiskonzepte (I). In: *Kredit und Kapital*, 9. Jg., 1976, S. 178 ff., sowie die dort in Fn. 1, S. 178, zitierte Literatur.

³ Vgl. *Neldner*, M.: Die Bestimmungsgründe ... a.a.O., S. 271 ff.

ner-Meltzer-Modells prognosefähige Geldangebotsfunktionen ableiten lassen, sobald bestimmte Voraussetzungen sich als empirisch haltbar erweisen⁴. Ob und inwieweit diese Bedingung erfüllt ist, wird im folgenden für die BRD untersucht, wobei sich die Betrachtung aber auf die in diesem Zusammenhang relevanten Verhaltensweisen der Nicht-Banken beschränken soll.

II. Die lineare Geldangebotstheorie

1. Die formale Modellstruktur

Die lineare Geldangebotstheorie⁵ läßt sich in ihrer makroökonomischen Ausprägung als der Versuch interpretieren, einen spezifischen Typ von Verhaltensfunktionen in den definitorischen Bezugsrahmen der traditionellen Geldschöpfungslehre zu integrieren.

Die Besonderheit der von *Brunner* und *Meltzer* getroffenen Verhaltensannahmen besteht in ihrer formalen Ausrichtung am Vorbild der Keyneschen Konsumfunktion: Sowohl die Nachfrage der Geschäftsbanken nach Überschußreserven als auch die der Nicht-Banken nach Bargeld und befristeten Bankeinlagen wird jeweils in zwei Komponenten zerlegt, von denen die eine als „autonom“ und die andere als durch die Höhe der mindestreservspflichtigen Verbindlichkeiten bzw. der Gesamtkassenhaltung „induziert“ gilt. Gleichzeitig wird unterstellt, daß das Verhältnis zwischen den Veränderungen der induzierenden und den Veränderungen der induzierten Variablen jeweils konstant ist, eine Annahme, der in der Lehrbuchversion der Keyneschen Konsumtheorie das Postulat einer konstanten marginalen Konsumquote entspricht.

Um das Gemeinte an einem konkreten Beispiel zu verdeutlichen, wird im weiteren eine Volkswirtschaft betrachtet, in der Sicht- (*D*), Termin- (*T*) und Spareinlagen (*S*) gleichermaßen der Mindestreservepflicht unterliegen und in der M_1 , die Summe aus Bargeldumlauf (*C*) und Sichteinlagen, das für die Entscheidungen der Unternehmungen und Haushalte primär relevante Geldmengenkonzept darstellt. In einem solchen Fall werden die geldangebotsrelevanten Verhaltensweisen der

⁴ Neldner, M.: Die Bestimmungsgründe ... a.a.O., S. 272.

⁵ Vgl. hierzu insbesondere *Brunner*, K.: A Schema for the Supply Theory of Money. In: *International Economic Review*, Vol. 2, 1961, S. 79 ff., sowie *Brunner*, K. und *A. H. Meltzer*: Some Further Investigations of Demand and Supply Functions for Money. In: *The Journal of Finance*, Vol. 19, 1964, S. 240 ff.

Nicht-Banken im linearen *Brunner-Meltzer*-Modell durch die Nachfragefunktionen

$$(1) \quad C = C_a + cM_1 \quad ,$$

$$(2) \quad T = T_a + tM_1 \quad \text{und}$$

$$(3) \quad S = S_a + sM_1$$

erfaßt, in denen die (konstanten) Parameter c , t und s die marginale Bargeld-, die marginale Terminguthaben- und die marginale Sparguthabenquote repräsentieren, während der Index a die autonomen Nachfragekomponenten bezeichnet.

Sind die Mindestreservesätze für Sicht- (r_d), Termin (r_t) und Spareinlagen (r_s) sowie die monetäre Basis (B) durch die Politik der Zentralbank vorgegeben, und passen die Geschäftsbanken ihre Zentralbankgeldbestände stets dem gesetzlichen Mindestreserve-Soll an⁶, so bedarf es lediglich drei weiterer Gleichungen, um das lineare Geldangebotsmodell zu vervollständigen.

Die erste dieser Beziehungen,

$$(4) \quad M_1 = C + D \quad ,$$

definiert die Geldmenge. Die zweite,

$$(5) \quad R_r = r_d D + r_t T + r_s S \quad ,$$

dient der Bestimmung des von den Kreditinstituten zu erfüllenden Mindestreserve-Solls (R_r), und die dritte,

$$(6) \quad B = C + R_r \quad ,$$

bringt schließlich zum Ausdruck, daß die monetäre Basis allein für Zwecke der Bargeldhaltung des Nicht-Bankensektors und der Mindestreservehaltung der Geschäftsbanken Verwendung findet.

Werden (1) und (5) in (6) eingesetzt, so ergibt sich unter Berücksichtigung von (2), (3) und (4) die Geldangebotsrelation

$$(7) \quad M_1 = m_1 B - m_1 (1 - r_d) C_a - m_1 r_t T_a - m_1 r_s S_a \quad ,$$

in der m_1 , der Geldangebotsmultiplikator, als

$$(8) \quad m_1 = \frac{1}{c + r_d (1 - c) + r_t t + r_s s}$$

definiert ist.

⁶ M. a. W. die Banken halten weder Bargeld noch Überschußreserven.

Liegen die gesetzlichen Mindestreservesätze fest, und sind die marginalen Quoten c , t und s , wie *Brunner* und *Meltzer* annehmen, konstant und gegeben, so ist das makroökonomische Geldangebot gemäß (7) linear abhängig von B und den drei autonomen Nachfragekomponenten C_a , T_a und S_a . Im Gegensatz zu B dürfen aber C_a , T_a und S_a nicht als „letzte“ Bestimmungsgründe von M_1 gelten, denn um das Geldangebot durch diese Variablen direkt erklären zu können, müßten deren Werte zunächst bekannt sein. Wie ein Blick auf die Gleichungen (1) bis (3) zeigt, würde das jedoch nicht nur die Kenntnis von c , t und s , sondern auch die von C , T , S und M_1 voraussetzen.

Brunner und *Meltzer* haben nichtsdestoweniger Gleichungen wie (7) in lineare Regressionsansätze der Form

$$(9) \quad M_1 = a_0 + a_1 B + a_2 C_a + a_3 T_a + a_4 S_a + u_t$$

transformiert⁷. Damit wird aber der ursprüngliche theoretische Ansatz gleichsam auf den Kopf gestellt, indem die bereits erklärten Parameter m_1 , $m_1(1 - r_d)$, $m_1 r_t$ und $m_1 r_s$ nunmehr als Unbekannte und die einer Erklärung bedürftigen Variablen C_a , T_a und S_a als exogene Größen betrachtet werden.

2. Modelltheorie und Empirie

Einer unmittelbaren empirischen Überprüfung ist die lineare Geldangebotstheorie in der Version (7) zunächst nur insoweit zugänglich, als die ihr zugrunde liegenden Prämissen eine Reihe von Aussagen über die Realität beinhalten, die mit dieser nicht notwendig übereinstimmen.

Was den hier allein interessierenden Nicht-Bankensektor betrifft, so steht und fällt der Ansatz von *Brunner* und *Meltzer* bereits mit der Existenz empirischer Nachfragefunktionen des Typs (1), (2) und (3), d. h. mit der Annahme, daß Geldmengenvariationen regelmäßig eine ihnen proportionale Veränderung der Nachfrage nach Bargeld und befristeten Bankdepositen hervorrufen. Zudem ist Gleichung (7) für Prognosezwecke nur dann nutzbar zu machen, wenn C_a , T_a und S_a entweder im Zeitablauf relativ invariabel sind oder aber in vorhersagbarer Weise auf Veränderungen weniger Schlüsselgrößen wie Einkommen, Vermögen und Zinsniveau reagieren. Im ersten Fall ließe sich M_1 mit Hilfe von (7) jeweils direkt berechnen. Im zweiten dagegen müßten C_a ,

⁷ Da den Schätzungen von *Brunner* und *Meltzer* amerikanisches Zahlenmaterial zugrunde liegt, fehlt dort das Glied $a_4 S_a$.

T_a und S_a vorab durch eigene Schätzgleichungen determiniert werden, die dann in Verbindung mit (7) eine Geldangebotsfunktion im nunmehr engeren Wortsinne ergeben.

Tabelle I
**Schätzungen für die Nachfrage nach Bargeld,
 Terminguthaben und Sparguthaben, 1968 I - 1974 IV**

abhän- gige Variable	absolutes Glied	D	M_1	M_2	M_3	R^2	DW
I: 1 C	9,0716	0,4138** (25,40)	—	—	—	0,96	0,80
I: 2 C	6,1438	—	0,2951** (36,34)	—	—	0,98	0,82
I: 3 C	15,0447	—	—	0,1274** (37,03)	—	0,98	1,03
I: 4 C	12,8633	—	—	—	0,0646** (36,39)	0,98	1,52
I: 5 T	- 51,0902	1,7678** (12,20)	—	—	—	0,85	0,52
I: 6 T	- 64,6822	—	1,2704** (13,93)	—	—	0,88	0,54
I: 7 T	- 31,8522	—	—	0,5773** (34,0)	—	0,98	0,58
I: 8 T	- 40,5826	—	—	—	0,2900** (24,52)	0,96	0,31
I: 9 S	- 10,9700	3,1442** (25,35)	—	—	—	0,96	1,71
I: 10 S	- 31,9699	—	2,2313** (29,42)	—	—	0,97	1,91
I: 11 S	35,0761	—	—	0,9644** (31,29)	—	0,97	0,80
I: 12 S	16,5399	—	—	—	0,4942** (62,25)	0,99	0,80

Die in Klammern gesetzten Zahlen geben den t-Wert der Schätzungen an. DW bezeichnet den Durbin-Watson-Koeffizienten. ** bzw. * kennzeichnen Koeffizienten, die (nach den Kriterien des konventionellen t-Tests) mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1 % bzw. 5 % statistisch gesichert sind.

Angaben über die Definition und die Dimensionierung der Variablen sowie Quellenhinweise finden sich im Anhang.

Mit Tabelle I wird zunächst der Versuch unternommen, eine Antwort auf die für alles weitere entscheidende Frage zu geben, ob es angesichts des vorliegenden Zahlenmaterials gerechtfertigt ist, die marginalen Quoten c , t und s als zumindest relativ konstant zu betrachten. Wie die Regressionsgleichungen I: 2, I: 6 und I: 10 zeigen, muß diese Frage bejaht werden, da die Variable M_1 immerhin zwischen 88 % und 98 % der Veränderungen von C , T und S zu erklären vermag und

die den marginalen Quoten entsprechenden Regressionskoeffizienten sich dabei auf das 14- bis 36fache ihrer Standardabweichungen belaufen.

Ähnlich vielversprechende Ergebnisse liefern diejenigen Gleichungen, in denen die fraglichen Quotenausdrücke unter Verwendung des Sichteinlagenvolumens bzw. der Geldmengenkonzepte $M_2 (= M_1 + T)$ und $M_3 (= M_2 + S)$ materiell abweichend von (1), (2) und (3) definiert sind. Vor allem sind die geschätzten Koeffizienten auch in diesen Fällen hoch signifikant, und mit Ausnahme der Gleichung I:5 erreicht das Bestimmtheitsmaß R^2 einen Wert von mindestens 0,96.

Da die Grundvoraussetzung des linearen Modells, die Existenz relativ konstanter marginaler Quoten, als erfüllt gelten kann, rücken nunmehr die drei autonomen Nachfragekomponenten in den Mittelpunkt des Interesses. Insbesondere stellt sich die Frage, ob auch C_a , T_a und S_a in etwa konstant sind, oder ob sie mit so starken Ausschlägen schwanken, daß ihre Veränderungen einer näheren theoretischen Erklärung bedürfen.

Tabelle II
Variationskoeffizienten für die autonome Nachfrage nach Bargeld, Termin- und Sparguthaben, 1968 I - 1974 IV

induzierende Variable ^{a)} autonome Nachfragekomponente	D	M_1	M_2
C_a	0,133	0,139	0,056
T_a	0,210	0,148	0,130
S_a	0,837	0,249	0,214

a) Identisch mit der unabhängigen Variablen der zur Berechnung der autonomen Nachfragekomponente jeweils herangezogenen Schätzfunktion in Tabelle I.

Für die Definition der Variablen vgl. den Anhang.

Im Hinblick hierauf wurden mit Hilfe der in Tabelle I zusammengestellten Schätzfunktionen je vier alternative Zeitreihen für C_a , T_a und S_a berechnet und für jede derselben der Variationskoeffizient ermittelt. Die entsprechenden Ergebnisse sind (unter Vernachlässigung der Reihen auf der Basis der Gleichungen I:4, I:8 und I:12) in Tabelle II

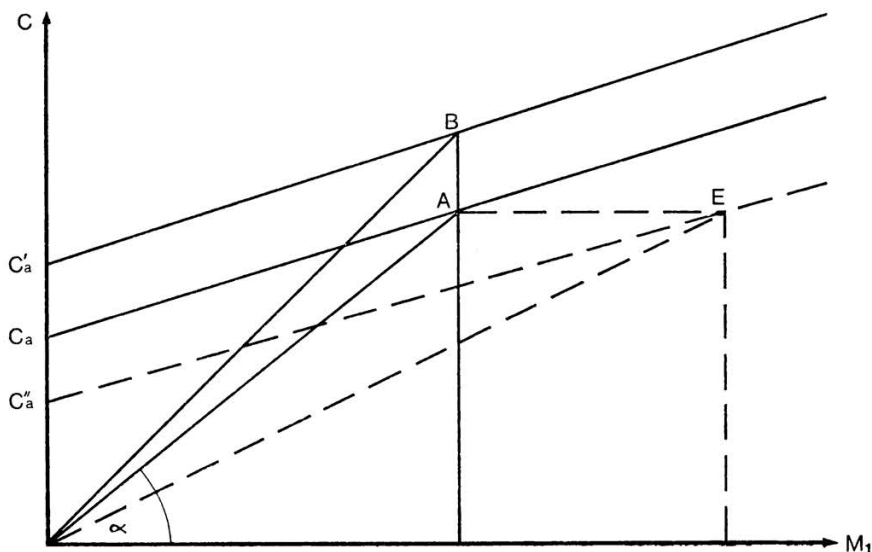
wiedergegeben, die zu erkennen gibt, daß nur $C_a^{M_2} \left(= C - \frac{dC}{dM_2} M_2 \right)$ vergleichsweise geringen Schwankungen ausgesetzt ist. Die übrigen Variablen streuen hingegen um 13 % und mehr, so daß es notwendig wird, nach möglichen Erklärungen hierfür zu suchen. Die weiteren Ausführungen werden sich auf dieses Problem beschränken.

III. Verhaltenshypothesen

1. Vorbemerkungen

Wird die Nachfrage nach — beispielsweise — Bargeld durch eine Verhaltensfunktion der Form (1), d. h. durch die Gleichung $C = C_a + cM_1$ beschrieben, und wird die marginale Bargeldquote c dabei als konstant angesehen, dann haben Veränderungen der autonomen Bargeldhaltung zur Folge, daß sich die Nachfragefunktion für Bargeld in der C - M_1 -Ebene jeweils parallel nach oben oder unten verschiebt. So bewirkt in Abbildung 1 eine Erhöhung der autonomen Bargeldnachfrage von C_a auf C'_a eine Parallelverschiebung der Bargeldnachfragekurve um $C'_a - C_a (= \overline{AB})$ nach oben, was zugleich bedeutet, daß sich bei jedem Wert für M_1 die durchschnittliche Bargeldquote $\frac{C}{M_1} (= \text{tg } \alpha)$ erhöht.

Abbildung 1



Der soeben skizzierte Zusammenhang zwischen autonomer Bargeldhaltung und durchschnittlicher Bargeldquote gilt aber auch umgekehrt: Alle Veränderungen der durchschnittlichen Bargeldquote, die *nicht* durch Bewegungen entlang einer gegebenen Bargeldnachfragekurve hervorgerufen werden, gehen notwendig mit einer Veränderung der autonomen Bargeldhaltung einher, und zwar in der Weise, daß sich $\frac{C}{M_1}$ und C_a stets in die gleiche Richtung bewegen. Insofern ist auch die Frage nach den Bestimmungsgründen der autonomen Bargeldhaltung mit der nach den „exogenen“ Ursachen etwaiger Veränderungen der durchschnittlichen Bargeldquote identisch, wobei sich der Begriff „exogen“ auf alle diejenigen Einflußfaktoren beziehen soll, die im Rahmen jeder einzelnen Bargeldnachfragefunktion des Typs (1) als gegeben vorausgesetzt sind.

Die Betrachtung der hier zur Diskussion stehenden Problematik aus dieser etwas veränderten Perspektive bietet einen nicht unbeträchtlichen Vorteil. Wie Abbildung 1 zeigt, treten nämlich Veränderungen der autonomen Bargeldhaltung nicht nur bei einer Bewegung von A nach B ein, sondern auch bei einer Bewegung von A nach E ; d. h. die autonome Bargeldnachfrage ändert sich auch dann, wenn die Wirtschaftssubjekte bei gegebener Bargeldhaltung ihre Sichtguthabenbestände (und folglich ihre Nachfrage nach dem Geldaggregat M_1) variieren. Mithin läßt sich nicht ausschließen, daß wesentliche Aspekte der vorliegenden Fragestellung immer dann unberücksichtigt bleiben, wenn sich das Interesse von vornherein nur auf die Bestimmungsgründe der Bargeldnachfrage beschränkt. Wird hingegen die Höhe der Bargeldhaltung *relativ* zu D oder M_1 betrachtet, so ist diese Gefahr weitaus geringer, da die verschiedenen Ursachen autonomer Bargeldvariationen nunmehr aus einer einheitlichen Perspektive analysiert werden können.

Im Zusammenhang mit der autonomen Nachfrage nach Termin- und Spareinlagen kommen offenbar analoge Überlegungen zum Tragen: Auch hier ist es so, daß „exogen“ verursachte Veränderungen der Durchschnittsquoten gleichgerichtete Bewegungen der autonomen Nachfragekomponenten implizieren, worauf näher einzugehen sich aber nach dem bisher Gesagten erübrigt.

2. Die autonome Bargeldnachfrage

Den Ausgangspunkt für alle weiteren Überlegungen bildet die naheliegende Vermutung, daß die Nachfrage nach den einzelnen Bestand-

teilen der Geldmenge — sei diese nun eng oder (unter Einschluß der Spar- und/oder Termineinlagen) weit definiert — grundsätzlich den gleichen Bestimmungsgründen unterliegt wie die Nachfrage nach dem Geldaggregat selbst⁸.

Als wichtigste Geldnachfrage-Determinanten gelten derzeit das (nominale oder reale) Vermögen, das nominale Volkseinkommen (bzw. dessen Bestandteile Preisniveau und Realeinkommen) und das Marktzinsniveau. Wird das Vermögen zunächst vernachlässigt und Freiheit von Geldillusion unterstellt, so läßt sich die gesamtwirtschaftliche Geldnachfrage als eine Nachfrage nach Realkasse betrachten und zugleich vereinfachend in zwei Bestandteile zerlegen: in eine realeinkommensabhängige Nachfrage nach Transaktionskasse und in eine zinsabhängige Nachfrage nach Spekulationskasse.

Die Mängel, die einer solchen Zweiteilung der geplanten Geldhaltung anhaften, sind bekannt. Jedoch bietet die sich daran meist anschließende Überlegung, daß Transaktionskasse aufgrund der Zahlungsmittel-Eigenschaft und Spekulationskasse aufgrund der Wertaufbewahrungsmittel-Eigenschaft des Geldes nachgefragt wird, einen willkommenen Anknüpfungspunkt für den Versuch, einige Arbeitshypothesen zu formulieren.

Was nun zunächst die Bestimmungsgründe der durchschnittlichen Bargeldquote (und damit die der autonomen Bargeldnachfrage) anbetrifft, so ist davon auszugehen, daß Bargeld und Buchgeld zumindest in zweierlei Hinsicht höchst unvollkommene Substitute darstellen: Zum einen ist das Bargeld den Sichtguthaben als ein Wertaufbewahrungsmittel, d. h. als eine Form der Vermögensanlage im engeren Sinne, grundsätzlich unterlegen, wenigstens dann, wenn allgemein Vertrauen in die Zahlungsfähigkeit der Geschäftsbanken herrscht. Zum anderen wird das Bargeld als Zahlungsmittel bei bestimmten Tauschakten, etwa bei Umsätzen des Einzelhandels, generell vorgezogen, während umgekehrt Transaktionen in der Großhandels- oder in der Vermögenssphäre vorwiegend unter Verwendung von Sichtguthaben erfolgen.

Da die Transaktionskasse im wesentlichen realeinkommensabhängig, die Spekulationskasse im wesentlichen zinsabhängig und die Gesamtgeld-

⁸ Vgl. hierzu und für das Folgende *Neldner, M.*: The Determinants of the Currency Ratio, the Time Deposit Ratio, and the Savings Deposit Ratio: An Econometric Analysis for the West-German Economy. Paper presented at the Konstanzer Seminar on Monetary Theory and Monetary Policy, held June 8 - 10, 1977.

nachfrage — annahmegemäß — homogen vom Grade eins in den Preisen (dem Preisniveau) ist, ergeben sich aus dem Obigen drei Hypothesen: Die Bargeldhaltung erhöht sich *cet. par.* relativ zu M_1 , wenn (1) das Realeinkommen (Y_r) und (2) das Marktzinsniveau (i_W) steigt, und wenn (3) die Preise in denjenigen Wirtschaftsbereichen, in denen Umsätze vorwiegend in bar abgewickelt werden, nicht dem Trend des allgemeinen Preisniveaus folgen. Bezeichnen P_E , P_L und P_V in dieser Reihenfolge den Index der Einzelhandelspreise, einen Index der Lebenshaltungskosten und den Preisindex für den privaten Verbrauch, dann impliziert Hypothese (3), daß sich die durchschnittliche Bargeldquote gleichgerichtet mit den Preisrelationen $\frac{P_E}{P} (= p_E)$ bzw. $\frac{P_L}{P} (= p_L)$ oder $\frac{P_V}{P} (= p_V)$ verändert.

In längerfristiger Betrachtung wird schließlich auch das Vermögen (W) die durchschnittliche Bargeldquote beeinflussen. Und zwar wird der Quotient $\frac{C}{M_1}$ mit zunehmendem Vermögen *cet. par.* fallen, da die durch den Anstieg von W ausgelöste Mehrnachfrage nach Geld überwiegend eine Mehrnachfrage nach Wertaufbewahrungsmitteln darstellt und sich deshalb wohl vor allem auf die Buchgeldkomponente des Geldangebots konzentriert.

Realeinkommen, Marktzinsniveau, Preise und Vermögen werden in Verbindung mit der Bargeldnachfragefunktion des linearen *Brunner-Meltzer*-Modells als gegeben vorausgesetzt. Mithin haben diese Variablen als exogen im zuvor definierten Sinne zu gelten, was bedeutet, daß die von ihnen ausgehenden Einflüsse auf die durchschnittliche Bargeldquote sich zwangsläufig auch in einer Veränderung der autonomen Bargeldnachfrage manifestieren. Es ist daher zu erwarten, daß zwischen C_a und den Variablen Y_r , i_W und p_E (bzw. p_L oder p_V) eine gleichgerichtete und zwischen C_a und W eine inverse Beziehung besteht.

3. Die autonome Terminguthabennachfrage

Für die autonome Terminguthabennachfrage sind im Prinzip ähnliche Überlegungen maßgeblich. Denn Terminguthaben dienen faktisch ausschließlich der Wertaufbewahrung, während Bargeld und Sichtguthaben zu einem beträchtlichen Teil auch zu Zahlungszwecken herangezogen werden.

Ausgehend von der heutigen Standardversion der makroökonomischen Geldnachfragefunktion, nunmehr reinterpretiert für das Geld-

volumen M_2 , ergeben sich demnach wiederum drei Hypothesen: Die durchschnittliche Terminguthabenquote und mit ihr die autonome Terminguthabennachfrage werden *cet. par.* (1) mit fallendem Realeinkommen und (2) mit fallendem Marktzinsniveau steigen und (3) auf Preisbewegungen nur insoweit reagieren, wie sich zugleich bestimmte Preisrelationen verändern.

Diese drei Hypothesen bedürfen allerdings einiger Ergänzungen bzw. Erläuterungen:

Die Vermutung eines inversen Zusammenhangs zwischen T_a und dem Realeinkommen beruht nicht nur darauf, daß ein steigendes Realeinkommen den Zahlungsmittelbedarf und folglich M_1 relativ zu den Terminguthabenbeständen ansteigen läßt, sondern auch auf der Beobachtung, daß die Unternehmen in konjunkturellen Abschwungsphasen verdiente Abschreibungsgegenwerte nur zum Teil reinvestieren und zu einem anderen Teil zur Aufstockung ihrer Termineinlagen verwenden. Derartige Liquiditätsreserven werden dann in Aufschwungsphasen regelmäßig zur Finanzierung zusätzlicher Investitionen herangezogen, wodurch sich das vermutlich anti-zyklische Element in den Bewegungen von T_a noch verstärkt.

Der Nominalzinssatz für Termineinlagen ist — anders als der für Sichteinlagen (und der für Bargeld) — meist wesentlich größer als Null und im Zeitablauf relativ starken Schwankungen ausgesetzt. Die Hypothese (2) muß deshalb dahingehend modifiziert werden, daß die autonome Terminguthabennachfrage nur mit der Verzinsung anderer Aktiva invers variiert, während ein Anstieg des Zinssatzes für Termineinlagen die Nachfrage nach dieser Einlagenkategorie und daher T_a *cet. par.* ansteigen läßt.

In Verbindung mit der Hypothese (3) soll sich die Betrachtung wiederum auf die Preisrelationen p_E , p_L und p_V beschränken. Deren Anstieg wird — wie bereits dargelegt — eine Umschichtung innerhalb der Zahlungsmittelbestände zugunsten des Bargelds und zu Lasten der Sichtguthaben auslösen, was vermuten läßt, daß sich dann auch die Terminguthabenhaltung relativ zu den Sichtguthaben erhöht. Im Verhältnis zu M_1 bzw. M_2 wird sie hingegen konstant bleiben, es sei denn, daß die Umwandlung von Sichteinlagen in Bargeld die Geschäftsbanken zwingt, ihr Kreditangebot und mithin ihr Depositenvolumen einzuschränken: In einem solchen Falle werden die Nicht-Banken kurzfristig vor allem ihre Sichteinlagen abbauen müssen, da eine nennenswerte

Reduzierung der Termineinlagen aufgrund der vereinbarten Festlegungs- bzw. Kündigungsfristen nur mittel- oder längerfristig erfolgen kann. Wenn überhaupt ist also ein gleichgerichteter Zusammenhang zwischen T_a und den p -Variablen zu erwarten.

Der Vollständigkeit halber sei noch erwähnt, daß in längerfristiger Sicht das Vermögen zu den Determinanten der autonomen Terminguthabennachfrage hinzutritt. Und zwar wird sich T_a jeweils in die gleiche Richtung wie W verändern, denn die durch Vermögenszuwächse induzierte Mehrnachfrage nach Wertaufbewahrungsmitteln in Form von Bargeld und Bankeinlagen wird in erster Linie eine Mehrnachfrage nach Termineinlagen sein, weil diese — anders als Bargeld und Sichteinlagen — den Vorzug eines konstanten nominalen Kapitalwerts mit dem einer geldmarktgerechten Verzinsung verbinden.

4. Die autonome Sparguthabennachfrage

Wird die Frage nach den Determinanten der autonomen Sparguthabenhaltung in direkter Analogie zu den soeben angestellten Erwägungen beantwortet, so ergeben sich zunächst vier Hypothesen: Die durchschnittliche Sparguthabenquote (und damit S_a) steigt *cet. par.* (1) bei rückläufigem Realeinkommen, (2) bei fallendem Marktzinsniveau bzw. steigender Sparguthabenverzinsung, (3) bei einer Zunahme des Vermögens und — möglicherweise — (4) bei einem Anstieg der Preisrelationen p_E , p_L und p_V .

Wie sich zeigen wird, ist die relative Bedeutung einiger dieser Zusammenhänge in der BRD nicht sonderlich groß. Zudem läßt bereits ein flüchtiger Blick auf das vorliegende Zahlenmaterial erkennen, daß die autonome Sparguthabennachfrage, anders als die autonome Nachfrage nach Bargeld und nach Terminguthaben, einen markanten Saisonrhythmus aufweist, der als solcher offenbar einer spezifischen Erklärung bedarf. Und zwar fällt S_a im letzten Viertel eines jeden Jahres auf ein extrem niedriges Niveau, um in den ersten drei Monaten des nächsten Jahres wieder relativ stark anzusteigen. Diese Tendenz kehrt sich dann aber in den beiden Folgequartalen erneut um, wengleich der Rückgang von S_a hier nicht so gravierend ist wie in den Monaten Oktober bis Dezember.

Da es gerade das Weihnachtsquartal ist, in dem die autonome Sparguthabennachfrage ihren Tiefstand erreicht, liegt die Vermutung nahe, daß der Anlage von Vermögensteilen auf Sparkonten in erster Linie

die Rolle eines finanziellen Puffers zukommt, der dazu dient, einen Ausgleich zwischen Einkommensperioden mit relativ geringen und solchen mit relativ hohen Ausgaben herzustellen. Diese Annahme wird zudem durch die Tatsache gestützt, daß der Wiederanstieg der autonomen Sparguthabenhaltung nahezu ausschließlich im ersten Quartal erfolgt, also unmittelbar nach Weihnachten und noch vor den Hauptferien- und -reisezeiten.

Die Hypothese von der Pufferfunktion der Spardepositen geht mit der Erwartung einher, daß sich die gesamtwirtschaftliche Sparguthabenquote grundsätzlich entgegengesetzt zu bestimmten Umsatzkennziffern entwickelt. Für Testzwecke scheint sich dabei vor allem der Index der Einzelhandelsumsätze (U) anzubieten, nicht zuletzt deshalb, weil es sich in der BRD bei den Inhabern von Sparkonten vorwiegend um private Haushalte handelt.

Jedoch kann auch die Variable U die saisonalen Bewegungen von S_a nicht in allen Fällen erklären. Denn während sich die autonome Sparguthabenhaltung in der Regel auch im Durchschnitt der Monate Juli bis September erheblich vermindert, verharrt der Index der Einzelhandelsumsätze in diesem Zeitraum entweder auf seinem Ausgangsniveau oder geht sogar wieder um ein geringes zurück: Im dritten Quartal muß also ein anderes Moment für den Rückgang von S_a verantwortlich sein, wobei in erster Linie an die Ausgaben für Urlaubsreisen (vor allem ins Ausland) zu denken ist, die in dieser Zeit bekanntlich ein weit über dem Durchschnitt liegendes Ausmaß erreichen.

IV. Empirische Überprüfung

1. Allgemeines

Die nunmehr zu diskutierenden Untersuchungsergebnisse beruhen auf einstufigen Kleinst-Quadrat-Schätzungen unter Verwendung von nicht saisonbereinigten Quartalswerten für den Zeitraum 1968 I bis 1974 IV. Dabei wurde prinzipiell so verfahren, in den Regressionsansatz nicht mehr als drei Funktionsargumente aufzunehmen, abgesehen von einer saisonalen Dummy-Variablen, die in einigen Fällen ergänzend hinzutritt. Damit wird es allerdings häufig notwendig, zwei der erklärenden Variablen in Form eines Quotienten bzw. einer Differenz zusammenzufassen, wofür sich aber in der einschlägigen Literatur eine Vielzahl von Vorbildern findet⁹.

Weiterhin wird von vornherein davon abgesehen, positive Schlußfolgerungen aus Regressionsgleichungen zu ziehen, in denen ein oder mehrere Koeffizienten nicht signifikant sind. Demgemäß enthalten die folgenden Tabellen nur Schätzfunktionen mit statistisch gesicherten Koeffizienten, und es wurden auch solche Gleichungen nicht berücksichtigt, bei denen der *Durbin-Watson-Test* den Verdacht auf Autokorrelation nicht zumindest auf einem Signifikanzniveau von 1 % ausschließt. Für zwei Regressionen in Tabelle V liegt allerdings der *Durbin-Watson-Koeffizient* bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % im „Indifferenzbereich“¹⁰, aber diese Gleichungen wurden nur deshalb mit aufgeführt, um einige Spezialprobleme detaillierter beleuchten zu können.

2. Die Bargeldnachfrage C_a^D und C_a^{M1}

Die Schätzungen für die autonome Bargeldnachfrage wurden unter Rückgriff auf die Regressionsgleichungen I:1 bis I:4 in Tabelle I durchgeführt. Infolgedessen fanden als abhängige Variable insgesamt vier alternative Konzepte von C_a (C_a^D , C_a^{M1} , C_a^{M2} und C_a^{M3}) Verwendung, die auf der Grundlage der marginalen Bargeldquoten $\frac{dC}{dD}$, $\frac{dC}{dM_1}$, $\frac{dC}{dM_2}$ und $\frac{dC}{dM_3}$ berechnet wurden.

Wird die autonome Bargeldnachfrage als C_a^{M2} oder C_a^{M3} definiert, so lassen sich die zuvor entwickelten Hypothesen nicht empirisch bestätigen. Die entsprechenden Schätzungen lieferten zumindest für eine, manchmal sogar für alle der unabhängigen Variablen nicht signifikante Koeffizienten, und bei meist vorliegendem Verdacht auf Autokorrelation lagen die Werte für R^2 bestenfalls um oder knapp unter 0,70.

Werden hingegen C_a^D oder C_a^{M1} als abhängige Variable gewählt, dann fallen die Resultate bei weitem günstiger aus. Wie die Gleichungen III: 1 bis III: 4 und III: 7 bis III: 10 in Tabelle III zeigen, vermögen die p -Variablen (p_E , p_L oder p_V), der Wertpapierzins (i_W) und die Einkommens-Vermögens-Relation $\left(\frac{Y_r - 3}{W_r}\right)$ bzw. das Nominalvermögen (W) bis zu 81 % der autonomen Bargeldnachfrage zu erklären, was angesichts des Umstands, daß es sich bei den abhängigen Variablen faktisch

⁹ Vgl. z. B. *Goldfeld*, St. M.: *Commercial Bank Behavior and Economic Activity. A Structural Study of Monetary Policy in the Postwar United States*, Amsterdam 1966.

¹⁰ Vgl. *Schönfeld*, P.: *Methoden der Ökonometrie*, Bd. I, Berlin/Frankfurt am Main 1969, S. 232.

um die Residuen vorausgegangener Schätzungen handelt¹¹, durchaus beachtlich ist. Zudem tragen die mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von meist 1 % gesicherten Koeffizienten ausnahmslos das erwartete Vorzeichen, und der *Durbin-Watson*-Koeffizient schließt den Verdacht auf Autokorrelation in drei von acht Fällen sogar auf einem Signifikanzniveau von 5 % aus.

Im einzelnen verdienen drei Punkte eine besondere Erwähnung: *Erstens* verändern sich R^2 und der *Durbin-Watson*-Koeffizient nur geringfügig, wenn anstelle von p_L (in III: 1, III: 3 und III: 7) die Preisrelationen p_V oder p_E Verwendung finden. Jedoch vermindern sich jedesmal die *t*-Koeffizienten der Einkommens-Vermögens-Relation, so daß es naheliegt, p_L als die in diesem Zusammenhang primär relevante Preisrelation zu betrachten.

Zweitens ergibt sich für die Einkommens-Vermögens-Relation lediglich dann ein gesicherter Koeffizient, wenn die Einkommensvariable um drei Quartale verzögert wird. Das bedeutet, daß die autonome Bargeldhaltung zwar pro-zyklisch variiert, aber der konjunkturellen Entwicklung mit einer Phasenverschiebung von ungefähr neun Monaten hinterherhinkt. Ähnliche Reaktionen sind auch in anderen Ländern seit längerem zu beobachten, so in den Vereinigten Staaten, wo der Federal Reserve Board bereits in den frühen 20er Jahren bemüht war, eine theoretisch befriedigende Erklärung für dieses Phänomen zu geben¹².

Drittens deuten die Regressionen III: 3, III: 4 und III: 10 darauf hin, daß der Einfluß des Einkommens auf die autonome Bargeldhaltung vergleichsweise gering ist. Denn auch unter Vernachlässigung des Einkommens vermag die Variable $\frac{1}{W}$ in Verbindung mit i_W und p_L oder p_V noch 78 % der Veränderungen von C_a^D bzw. C_a^{M1} zu erklären, wobei sich der *Durbin-Watson*-Koeffizient sogar merklich verbessert.

¹¹ Die Zeitreihen für C_a^D und C_a^{M1} ergeben sich aus den Restschwankungen der Schätzungen I: 1 und I: 2, indem zu diesen jeweils das absolute Glied der betreffenden Regressionsgleichung hinzugezählt wird.

¹² „Ordinarily the first effect of an increase in business activity on the banking position is a growth in loan and deposits ... There comes a time when the increase of business activity and fuller employment of labor and increased payrolls call for an increase of the actual pocket money to support the increased wage disbursements and the increased volume of purchases at retail.“ (Tenth Annual Report of the Federal Reserve Board, Washington 1924, S. 25). Vgl. dazu auch *Hayek*, F. A.: Die Währungspolitik der Vereinigten Staaten seit der Überwindung der Krise von 1920, Teil II. In: Zeitschrift für Volkswirtschaft und Sozialpolitik, N. F. Bd. 5, 1927, S. 269 f.

Tabelle III: Schätzungen für die autonome Bargeldnachfrage C_a^D und C_a^{M1} , 1968 I - 1974 IV

abhän- gige Variable	absolutes Glied	$\frac{Y_r - 3}{W_r}$	$\frac{1}{W} 10^3$	P_L	P_V	P_E	i_{IV}	R^2	DW
III: 1 C_a^D	- 38,734	27,059** (3,08)	—	32,084** (5,39)	—	—	1,150** (9,03)	0,81	1,53**
III: 2 C_a^D	- 35,612	25,180* (2,71)	—	—	29,901** (5,13)	—	1,097** (8,45)	0,80	1,58**
III: 3 C_a^D	- 34,871	—	1,546* (2,32)	30,606** (4,17)	—	—	1,376** (6,19)	0,78	1,74*
III: 4 C_a^D	- 32,402	—	1,480* (2,16)	—	28,672** (4,13)	—	1,326** (5,81)	0,78	1,67*
III: 5 C_a^D	- 35,352	21,812* (2,45)	—	30,657** (5,08)	—	—	1,218** (9,44)	0,81	1,49**
III: 6 C_a^D	- 32,398	19,977* (2,13)	—	—	28,612** (4,86)	—	1,167** (8,91)	0,80	1,53**
III: 7 C_a^{M1}	- 28,042	20,072** (3,23)	—	22,965** (5,45)	—	—	0,796** (8,83)	0,81	1,55**
III: 8 C_a^{M1}	- 25,806	18,728** (2,84)	—	—	21,401** (5,18)	—	0,758** (8,23)	0,80	1,60**
III: 9 C_a^{M1}	- 25,793	16,270* (2,46)	—	—	—	23,527** (5,45)	0,844** (9,21)	0,81	1,45**
III: 10 C_a^{M1}	- 25,106	—	1,171* (2,48)	21,608** (4,17)	—	—	0,971** (6,16)	0,78	1,74*

$$C_a^j = C - \frac{dC}{dj} \cdot j \quad (j = D, M1)$$

Die Zahlenwerte für die Differentialquotienten $\frac{dC}{dj}$ ergeben sich aus den Regressionen I: 1 und I: 2 in Tabelle I. Abweichend hiervon gilt $\frac{dC}{dD} = 0,3986$ für die Gleichungen III: 5 und III: 6. Im übrigen vgl. die Anmerkungen zu Tabelle I.

Die soeben besprochenen Regressionen werfen allerdings ein grundsätzliches Problem insofern auf, als die Zeitreihen für die abhängigen Variablen C_a^D und C_a^{M1} auf Schätzungen basieren, deren Residuen offenbar stark autokorreliert sind (vgl. I: 1 und I: 2). Folglich ist weder auf die für die beiden marginalen Quoten geschätzten Werte noch auf deren t -Koeffizienten ohne weiteres Verlaß, was die bisherigen Ergebnisse in ein etwas fragwürdiges Licht rückt.

Aus diesem Grunde wurden die Gleichungen I: 1 und I: 2 unter zusätzlicher Berücksichtigung der jeweiligen unabhängigen Variablen der Regressionen III: 1 bis III: 4 und III: 7 bis III: 10 nachgeschätzt. Für die marginale Bargeldquote $\frac{\partial C}{\partial D}$ ergaben sich daraufhin Koeffizienten zwischen 0,3858 und 0,4048, die den zuvor geschätzten Wert von 0,4138 leicht unterschreiten. Jedoch war in allen diesen Fällen einer der Regressionskoeffizienten nicht oder höchstens nahezu signifikant, wie etwa die Gleichung

$$(10) \quad C = -35,383 + 22,741 \frac{Y_{r-3}}{W_r} + 30,413^{**} p_L + 1,217^{**} i_W + 0,3986^{**} D ,$$

$R^2 = 0,993$
 $DW = 1,49^{**}$

zeigt, die auch als repräsentativ für die übrigen gelten kann.

Nichtsdestoweniger schließt der *Durbin-Watson*-Koeffizient jetzt den Verdacht auf Autokorrelation auf einem Signifikanzniveau von zumindest 1 % aus. Zudem ist der nicht gesicherte Koeffizient der Einkommens-Vermögens-Relation immerhin zweimal so groß wie seine Standardabweichung¹³, so daß (10) versuchsweise dazu herangezogen werden konnte, eine neue Zeitreihe für C_a^D zu konstruieren.

Ausgehend von dieser revidierten Reihe wurden schließlich die Beziehungen III: 1 und III: 2 nachgeschätzt. Wie die Regressionen III: 5 und III: 6 zeigen, sind die jeweiligen Ergebnisse von den vorigen nicht allzu verschieden, nur daß der *Durbin-Watson*-Koeffizient jetzt um ein wenig niedriger ausfällt.

Für die marginale Bargeldquote $\frac{\partial C}{\partial M_1}$ ergab die Neuschätzung von I: 2 Werte zwischen 0,2879 und 0,2947, die von den ursprünglich gemessenen 0,2951 nur unwesentlich abweichen. Die „beste“ dieser Regressionen

¹³ Diese beträgt 11,825.

wies zudem durchweg gesicherte Koeffizienten auf, und die Autokorrelation der Residuen war nunmehr auch hier beseitigt.

3. Die Terminguthabennachfrage T_a^D , T_a^{M1} und T_a^{M2}

Auch im Falle der autonomen Terminguthabennachfrage wurden Schätzungen zunächst für vier alternative Definitionen der abhängigen Variablen (T_a^D , T_a^{M1} , T_a^{M2} und T_a^{M3}) durchgeführt und dabei die Regressionen I: 5 bis I: 8 in Tabelle I zur Berechnung der jeweiligen Zeitreihen herangezogen.

Abgesehen von T_a^{M3} konnten alle T_a -Variablen mit Hilfe der hier vertretenen Hypothesen in hinreichendem Maße erklärt werden. Eine Zusammenstellung der entsprechenden Schätzergebnisse findet sich in Tabelle IV, die allerdings zusätzlich einige Regressionen (IV: 4, IV: 5 und IV: 9) enthält, bei denen der abhängigen Variablen wiederum ein etwas modifiziertes Berechnungsverfahren zugrunde liegt.

Wie aus Tabelle IV ersichtlich wird, sind es neben der Preisrelation p_V und dem Quotienten aus Realeinkommen und Realvermögen die Terminguthabenverzinsung (i_T) sowie der Wertpapierzins (i_W), die die autonome Terminguthabenhaltung bestimmen.

Die Koeffizienten der beiden Zinsvariablen tragen jeweils entgegengesetzte Vorzeichen, die in Übereinstimmung mit den theoretischen Erwartungen implizieren, daß die autonome Terminguthabenhaltung mit steigendem i_T und fallendem i_W zunimmt. Der generelle Erklärungswert der Schätzungen für T_a^D und T_a^{M1} ist allerdings höher, wenn nicht die Differenz ($i_W - i_T$) sondern i_T allein verwendet wird (vgl. IV: 2 und IV: 1 bzw. IV: 7 und IV: 6), was offenbar dadurch bedingt ist, daß sich die autonome Terminguthabennachfrage an Veränderungen von i_W erst mit einem gewissen time-lag anpaßt. Denn sobald $(i_W - i_T)_{-1}$ an die Stelle von i_T tritt¹⁴, erreicht R^2 Werte zwischen 0,86 und 0,89, die deutlich über dem Durchschnitt der übrigen Schätzungen liegen (vgl. IV: 3, IV: 8 und IV: 11).

Für die Preisrelationen p_L und p_E ergaben sich immer signifikante Koeffizienten mit dem erwarteten positiven Vorzeichen. Jedoch fiel der Durbin-Watson-Koeffizient für die betreffenden Schätzungen meist derartig niedrig aus, daß die Null-Hypothese fehlender Autokorrelation

¹⁴ Schätzungen, in denen i_T durch i_{T-1} ersetzt wurde, führten durchweg zu nicht befriedigenden Resultaten.

abgelehnt werden mußte. In den verbleibenden Fällen belief sich der Wert für R^2 hingegen auf maximal 0,79, weshalb in Tabelle IV auch nur solche Schätzungen aufgenommen wurden, in denen p_V als Preisvariable fungiert.

Die Einkommens-Vermögens-Relation weist in allen Gleichungen das erwartete negative Vorzeichen auf, und ihr Koeffizient ist mit einer Ausnahme (vgl. IV:6) auch bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1 % statistisch gesichert. Wird hingegen Y_r um ein oder mehrere Quartale verzögert, dann geht diese Signifikanz verloren, abgesehen von einer Schätzung für die Variable T_a^D , die anscheinend nur zufallsbedingt für $\frac{Y_{r-1}}{W_r}$ einen eben noch gesicherten Koeffizienten liefert¹⁵.

Auch die zur Berechnung der verschiedenen T_a -Variablen verwendeten marginalen Terminguthabenquoten stammen aus Schätzungen mit stark autokorrelierten Residuen. Deshalb wurden die Gleichungen I: 5 bis I: 7 unter Rückgriff auf die unabhängigen Variablen der soeben diskutierten Regressionen erneut geschätzt, wobei sich für die einzelnen Quotenausdrücke vielfach Werte ergaben, die von den anfangs gemessenen mehr oder weniger erheblich abweichen.

Der die marginale Terminguthabenquote $\frac{\partial T}{\partial D}$ repräsentierende Regressionskoeffizient bewegte sich zwischen 1,4648 und 1,6730 und fiel damit durchweg niedriger aus als der entsprechende Ausgangswert. Die niedrigste Quote lieferte die Schätzung auf der Basis der unabhängigen Variablen der Gleichung IV: 1,

$$(11) \quad T = -340,676 - 336,898* \frac{Y_r}{W_r} + 405,314** p_V + 3,542** i_T + 1,4648** D, \\ \begin{matrix} (2,21) & & (8,72) & & (7,02) & & (5,55) \end{matrix} \\ R^2 = 0,979 \\ DW = 1,80*$$

die jetzt aber bei Signifikanz aller Koeffizienten den Verdacht auf Autokorrelation ausschließt. Durchweg signifikante Koeffizienten ergab auch die Schätzung unter Verwendung der erklärenden Variablen des Regressionsansatzes IV: 2, jedoch mit dem Unterschied, daß der Koeffizient von D hier mit 1,5538 etwas höher lag.

¹⁵ Die anderen erklärenden Variablen waren in diesem Fall p_V und i_T . Der t-Koeffizient für $\frac{Y_{r-1}}{W_r}$ belief sich auf 2,18.

Tabelle IV: Schätzungen für die autonome Terminguthabennachfrage T_a^D , T_a^{M1} und T_a^{M2} , 1968 I - 1974 IV

abhän- gige Variable	absolutes Glied	$\frac{Y_r}{W_r}$	p_V	i_T	$(i_W - i_T)$	$(i_W - i_T)_{-1}$	R^2	DW
IV: 1 T_a^D	- 419,419	- 176,936** (2,82)	416,159** (9,10)	3,586** (7,11)	—	—	0,85	1,60**
IV: 2 T_a^D	- 373,771	- 368,679** (5,97)	458,812** (8,64)	—	- 4,157** (5,64)	—	0,80	1,59**
IV: 3 T_a^D	- 353,735	- 291,472** (5,38)	415,893** (9,35)	—	—	- 4,656** (7,41)	0,86	1,44**
IV: 4 T_a^D	- 341,637	- 335,300** (5,47)	405,879** (9,08)	3,565** (7,23)	—	—	0,88	1,81*
IV: 5 T_a^D	- 317,975	- 480,296** (7,84)	450,197** (8,54)	—	- 4,090** (5,59)	—	0,82	1,74*
IV: 6 T_a^{M1}	- 391,725	- 131,637* (2,20)	361,565** (8,27)	3,232** (6,70)	—	—	0,83	1,57**
IV: 7 T_a^{M1}	- 351,547	- 303,280** (5,43)	400,881** (8,35)	—	- 3,867** (5,80)	—	0,80	1,63**
IV: 8 T_a^{M1}	- 333,284	- 227,944** (5,12)	360,594** (9,85)	—	—	- 4,463** (8,63)	0,88	1,47**
IV: 9 T_a^{M1}	- 301,590	- 302,162** (6,48)	360,400** (9,41)	—	—	4,364** (8,06)	0,88	1,47**
IV: 10 T_a^{M2}	- 162,532	- 97,309** (4,07)	170,013** (8,27)	—	- 1,642** (5,75)	—	0,80	1,53**
IV: 11 T_a^{M2}	- 154,870	- 64,482** (3,54)	152,825** (10,23)	—	—	- 1,926** (9,12)	0,89	1,47**

$$T_a^j = T - \frac{dT}{\alpha_j} \cdot j \quad (j = D, M_1, M_2)$$

Die Zahlenwerte für die Differentialquotienten $\frac{dT}{dj}$ ergeben sich aus den Regressionen I:5 bis I:7 in Tabelle I. Abweichend hiervon gilt $\frac{dT}{dD} = 1,4648$ für Gleichung IV:4, $\frac{dT}{dM_1} = 1,5538$ für Gleichung IV:5 und $\frac{dT}{dM_2} = 1,1780$ für Gleichung IV:9. Im übrigen vgl. die Anmerkungen zu Tabelle I.

Wird die Zeitreihe für die Variable T_a^D mit Hilfe der marginalen Quoten 1,4648 bzw. 1,5538 berechnet, so ergibt die Nachschätzung der Gleichungen IV: 1 bis IV: 3 durchweg verbesserte Resultate. Dazu sei hier nur beispielhaft auf die Regressionen IV: 4 und IV: 5 verwiesen, die den ihnen entsprechenden Schätzungen IV: 1 und IV: 2 nicht nur hinsichtlich ihres Bestimmtheitsmaßes, sondern auch nach den Kriterien des *Durbin-Watson*-Tests deutlich überlegen sind.

Für den Quotenausdruck $\frac{\partial T}{\partial M_1}$ ergaben sich bei entsprechender Vorgehensweise Werte zwischen 1,0686 und 1,3142. Da aber das untere Extrem offenbar einen isolierten Ausnahmefall darstellt, wurde nur die mit 1,1780 nächstgrößere Abweichung¹⁶ von den ursprünglich gemessenen 1,2704 dazu herangezogen, eine neue Zeitreihe für T_a^{M1} zu konstruieren.

Werden IV: 6 bis IV: 8 auf der Grundlage der revidierten Zeitreihe nachgeschätzt, dann ändern sich die jeweiligen Ergebnisse nur geringfügig. Das zeigt besonders deutlich die Gleichung IV: 9, die wie ihr Vorbild IV: 8 ein R^2 von 0,88 und einen *Durbin-Watson*-Koeffizienten von 1,47 aufweist.

Die Nachschätzung der Gleichung I: 7 unter zusätzlicher Berücksichtigung der Funktionsargumente der Regressionen IV: 10 und IV: 11 führte schließlich zu unbefriedigenden Resultaten. So war der Koeffizient der Einkommens-Vermögens-Relation beide Male nicht signifikant und wider Erwarten positiv, weshalb auf die für $\frac{\partial T}{\partial M_2}$ ermittelten Werte von 0,6156 bzw. 0,6351 wenig Verlaß ist.

Nichtsdestoweniger wurde die Variable T_a^{M2} unter Zugrundelegung einer marginalen Terminguthabenquote von 0,6351 neu definiert und in dieser Form für eine Reihe ergänzender Schätzungen herangezogen. Aber auch jetzt ergaben sich für $\frac{Y_r}{W_r}$, $\frac{Y}{W}$ oder $\frac{1}{W}$ jeweils „falsche“ positive Vorzeichen, obwohl R^2 bei Signifikanz aller Koeffizienten Werte bis zu 0,95 erreichte.

¹⁶ Neben M_1 wurden in diesem Falle $\frac{Y_r}{W_r}$, p_Y und $(i_W - i_T)$ als unabhängige Variable verwendet.

4. Die Sparguthabennachfrage S_a^D und S_a^{M1}

Auch die autonome Sparguthabennachfrage wurde auf der Basis der Regressionen I: 9 bis I: 12 in vier Versionen (S_a^D , S_a^{M1} , S_a^{M2} und S_a^{M3}) geschätzt. Allerdings ließen sich S_a^{M2} und S_a^{M3} in keinem Falle zufriedenstellend erklären, was hier vermutlich auf die explizite Berücksichtigung der Terminguthaben zurückzuführen ist, die sich als eine typische Einlagenform der Unternehmungen mehr oder weniger unabhängig von den Spareinlagen der privaten Haushalte entwickeln.

Die Schätzungen für S_a^{M1} und S_a^D hingegen ergaben bei fehlendem Verdacht auf Autokorrelation Werte für R^2 von maximal 0,82 bzw. 0,83 (vgl. V: 10 und V: 1 in Tabelle V), was angesichts des Umstands, daß die Residuen der Regressionsgleichungen I: 9 und I: 10 nach den Kriterien des *Durbin-Watson-Tests* nicht autokorreliert sind, mehr ist als eigentlich zu erwarten war.

Neben der Sparguthabenverzinsung (i_s) und dem Vermögen (W) scheint aber keine der erklärenden Variablen S_a^{M1} oder S_a^D in einem Maße zu beeinflussen, das ihre Einbeziehung in den Regressionsansatz unverzichtbar macht. Gleichwohl sind alle Koeffizienten in Tabelle V bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1 % statistisch gesichert, und ihre jeweiligen Vorzeichen stimmen ohne Ausnahme mit den theoretischen Erwartungen überein.

Wird neben i_s auch i_W , die Wertpapierverzinsung, berücksichtigt, dann ergibt sich im Falle von S_a^D immer ein gesicherter Koeffizient mit dem erwarteten positiven Vorzeichen. Jedoch ist der Erklärungswert der betreffenden Schätzungen nicht allzu hoch, und die Null-Hypothese fehlender Autokorrelation mußte zudem meist abgelehnt werden.

Wird S_a^{M1} als abhängige Variable gewählt, so verschlechtert die Einbeziehung von i_W das Ergebnis der Schätzungen nicht (vgl. V: 5 und V: 6). Zugleich hat es aber den Anschein, als ob sich S_a^{M1} an Veränderungen des Wertpapierzinses mit einem time-lag anpaßt, denn sobald i_{W-1} in V: 10 durch i_W ersetzt wird, vermindert sich R^2 von 0,82 auf 0,77.

Keinen merklichen Einfluß auf die Güte der Schätzungen hat hingegen die jeweilige Wahl der Preisrelation: Die mit den Alternativen p_E , p_L und p_V erzielten Resultate sind im großen und ganzen identisch, weshalb auch darauf verzichtet wurde, die speziell dieses Moment betreffenden Regressionen in die Tabelle V mit aufzunehmen.

Tabelle V: Schätzungen für die autonome Sparguthabennachfrage S_a^D und S_a^{M1} , 1968 I - 1974 IV

abhängige Variable	absolutes Glied	i_s	$\frac{U}{W}$	Y	W	p_V	i_W	R^2	DW
V: 1 S_a^D	- 6,762	10,472** (6,12)	-	- 0,831** (9,02)	0,206** (7,75)	-	-	0,83	1,67*
V: 2 S_a^D	- 218,774	7,135** (4,32)	- 93,596** (4,38)	-	-	219,736** (6,35)	-	0,79	1,46**
V: 3 S_a^D	- 114,490	7,781** (5,15)	- 121,430** (6,21)	-	-	137,649** (4,34)	-	0,85	1,81*
V: 4 S_a^{M1}	- 26,603	8,031** (3,99)	-	- 0,667** (6,15)	0,165** (5,26)	-	-	0,68	1,46**
V: 5 S_a^{M1}	9,852	7,102** (3,32)	- 116,702** (3,32)	- 0,164** (4,42)	-	-	-	0,65	1,77*
V: 6 S_a^{M1}	32,372	11,530** (3,91)	- 142,971** (5,46)	-	-	-	- 7,762** (4,35)	0,65	1,77*
abhängige Variable	absolutes Glied	i_s	$\frac{U}{W}$	$\frac{1}{W} \cdot 10^3$	p_L	vgl. Fn. a)	d_3	R^2	DW
V: 7 S_a^D	- 238,164	7,442** (5,41)	- 110,633** (6,17)	-	245,946** (8,04)	-	- 5,433** (3,28)	0,86	1,12
V: 8 S_a^D	- 130,618	8,107** (5,43)	- 123,580** (6,52)	-	153,474** (4,62)	-	-	0,86	1,85*
V: 9 S_a^D	- 128,631	7,984** (7,12)	- 138,317** (9,46)	-	159,137** (6,38)	-	- 5,983** (4,43)	0,92	1,45**
V: 10 S_a^{M1}	38,913	12,418** (5,65)	- 150,819** (7,96)	-	-	- 8,533** (6,44)	- 7,281** (4,38)	0,32	1,59**
V: 11 S_a^{M1}	49,721	6,399** (5,81)	-	- 18,739** (8,34)	-	- 0,373** (13,20)	- 9,429** (7,84)	0,91	1,21

a) $i_W - 1$ in Gleichung V: 10, U in Gleichung V: 11.

$$S_j^a = S - \frac{dS}{dj} \cdot j \quad (j = D, M_1)$$

Die Zahlenwerte für die Differentialquotienten $\frac{dS}{dj}$ ergeben sich aus den Regressionen I: 9 und I: 10 in Tabelle I. Abweichend hiervon gilt $\frac{dS}{dD} = 2,8870$ für die Gleichungen V: 3, V: 8 und V: 9. Im übrigen vgl. die Anmerkungen zu Tabelle I.

Zwischen dem Index der Einzelhandelsumsätze (U) und der autonomen Sparguthabennachfrage besteht, wie erwartet, eine inverse Beziehung. Die Bedeutung des Funktionsargumentes U muß jedoch etwas umstritten bleiben, da der Erklärungswert der Schätzungen V: 1 und V: 4, in denen U fehlt, letztlich höher zu veranschlagen ist als der der Gleichungen V: 2, V: 5 und V: 6, in denen der Quotient $\frac{U}{W}$ als eine der unabhängigen Variablen Verwendung findet¹⁷.

Mit Rücksicht auf die relativ hohen Ausgaben in der sommerlichen Reisesaison wurde schließlich eine Dummy-Variable für das dritte Quartal (d_3) als weiteres Funktionsargument in den Regressionsansatz aufgenommen. Der Koeffizient dieser Variablen war immer signifikant und mit dem erwarteten negativen Vorzeichen versehen. Zudem erhöhte sich R^2 in der Regel beträchtlich¹⁸, jedoch ließ sich jetzt in den meisten Fällen der Verdacht auf Autokorrelation nicht mehr ausschließen (vgl. z. B. V: 7 und V: 11). Eine der wenigen Ausnahmen hiervon bildet die Schätzung V: 10, die zugleich für S_a^{M1} das insgesamt beste Ergebnis liefert.

Obwohl die Zeitreihen für S_a^D und S_a^{M1} auf Schätzungen basieren, deren Residuen offenbar nicht autokorreliert sind, wurden auch die Gleichungen I: 9 und I: 10 unter Hinzuziehung der unabhängigen Variablen der Regressionen in Tabelle V nachgeschätzt.

In Verbindung mit Gleichung I: 9 ergaben sich dabei in zwei Fällen Schätzfunktionen, deren Koeffizienten signifikant und deren Residuen nicht autokorreliert sind. Die eine,

$$(12) \quad S = -113,803 + 7,757^{**} i_S - 121,304^{**} \frac{U}{W} + 137,209^* p_V + 2,8870^{**} D ,$$

(4,90)	(4,98)	(2,63)	(22,72)
			$R^2 = 0,993$
			$DW = 1,80^*$

entspricht, was die Auswahl der unabhängigen Variablen angeht, der Gleichung V: 2. Bei der zweiten fungiert hingegen nicht p_V sondern p_L als Preisvariable, mit dem Ergebnis, daß sich der Koeffizient für D auf 2,9012 erhöht.

¹⁷ Die durchschnittliche Sparguthabenquote $\frac{S}{D}$ läßt sich hingegen ohne Rückgriff auf U nicht erklären. Vgl. Neldner, M.: The Determinants ... a.a.O.

¹⁸ Bei Verwendung von i_S , U und W bzw. $\frac{1}{W}$ bis auf 0,92 für S_a^D und 0,91 für S_a^{M1} .

Da der Wert für $\frac{\partial S}{\partial D}$ in beiden Schätzungen niedriger ausfällt als in I: 10, wurde die Zeitreihe für S_a^D auf der Grundlage der Regression (12) erneut berechnet. Anschließend wurden die Gleichungen V: 2 und V: 7 unter Verwendung dieser geänderten Zeitreihe nachgeschätzt (vgl. V: 3 und V: 9), was zu einer deutlichen Verbesserung der bisherigen Resultate führte: Bei Einbeziehung der Dummy-Variablen d_3 lassen sich jetzt sogar 92 % der Veränderungen von S_a^D erklären.

Die Nachschätzung der Beziehung I: 10 ergab schließlich nur in einem Fall für alle unabhängigen Variablen statistisch gesicherte Koeffizienten. Jedoch stimmte hier der Koeffizient von M_1 mit dem in I: 10 bis auf drei Stellen nach dem Komma überein, so daß es sich offensichtlich erübrigt, die für S_a^{M1} konstruierte Zeitreihe nachträglich zu revidieren.

V. Schlußbemerkungen

Zieht man aus den hier vorgelegten Ergebnissen das Fazit, so bleibt zunächst festzuhalten, daß das lineare *Brunner-Meltzer-Modell* einen originellen und zugleich empirisch bedeutsamen Beitrag zur Geldangebotsproblematik zu leisten vermag.

Was die Verhaltensweisen der Nicht-Banken anbetrifft, konnte für die Bundesrepublik Deutschland gezeigt werden, daß nicht nur für Bargeld, Termin- und Spareinlagen Nachfragefunktionen des von *Brunner* und *Meltzer* postulierten Typs existieren¹⁹, sondern daß auch die sogenannten autonomen Nachfragekomponenten weiterführender theoretischer Erklärungen zugänglich sind. Jedenfalls haben sich die in diesem Zusammenhang entwickelten Hypothesen an der Realität im großen und ganzen bewährt: Bei Signifikanz aller Koeffizienten und fehlendem Verdacht auf Autokorrelation ist das Bestimmtheitsmaß der Regressionen in den Tabellen III, IV und V relativ hoch, zumindest wenn man bedenkt, daß es sich bei den zu erklärenden Variablen faktisch um die (nicht erklärten) Restschwankungen jeweils vorgeschalteter Schätzungen handelt.

Im einzelnen verdient hervorgehoben zu werden, daß sich die in der Vergangenheit beobachteten Veränderungen der autonomen Nachfrage

¹⁹ Die frühere Behauptung des Verfassers, diese Grundbedingung könne „nach den bisherigen Ergebnissen der empirischen Forschung bestenfalls mit erheblichen Einschränkungen als erfüllt gelten“, läßt sich mithin nicht aufrechterhalten. Vgl. *Neldner*, M.: Die Bestimmungsgründe ... a.a.O., S. 270 f.

nach Bargeld und Terminguthaben befriedigend nur dann erklären lassen, wenn neben der Einkommens-Vermögens-Relation (bzw. dem Vermögen) und den verschiedenen Marktzinssätzen auch ein Preisverhältnis wie p_E , p_L oder p_V als Argument in die Schätzfunktion aufgenommen wird. Unter den Determinanten der Sparguthabenhaltung scheinen hingegen der Sparguthabenzins und das Vermögen eine beherrschende Rolle zu spielen, während auf den Index der Einzelhandelsumsätze, die Wertpapierverzinsung, das Einkommen oder eine der Preisrelationen als erklärende Variable durchaus verzichtet werden kann.

Schließlich sei noch erwähnt, daß das Konzept der „autonomen Nachfrage“ — ungeachtet seines Begriffsinhalts — als eine primär technische Hilfskonstruktion aufgefaßt werden muß. Denn die Variablen T_a^D , $T_a^{M_1}$, $T_a^{M_2}$, S_a^D und $S_a^{M_1}$ waren innerhalb des gewählten Untersuchungszeitraums überwiegend, meist sogar ausnahmslos negativ, so daß hier eine „Nachfrage“ im eigentlichen Sinne des Wortes nicht vorlag.

Anhang: Definition und Dimensionierung der Variablen sowie Quellenhinweise

B	= monetäre Basis
C	= Bargeldumlauf (ohne Kassenbestände der Kreditinstitute)
C_a	= autonome Bargeldnachfrage; $C_a^j = C - \frac{dC}{dj} j$ ($j = D, M_1, M_2, M_3$)
c	= marginale Bargeldquote $\left(= \frac{dC}{dM_1} \right)$
D	= Sichteinlagen inländischer Nicht-Banken (ohne Zentralbankeinlagen öffentlicher Haushalte)
d_3	= saisonale Dummy-Variable, die im dritten Quartal den Wert 1, sonst den Wert 0 annimmt.
i_S	= Spareinlagenzins (für Einlagen mit gesetzlicher Kündigungsfrist)
i_T	= Termineinlagenzins (für Festgelder mit vereinbarter Laufzeit von 3 Monaten unter 1 Mio. DM)
i_W	= Wertpapierzins (Umlaufrendite festverzinslicher Wertpapiere insgesamt)
M_1	= $C + D$
M_2	= $C + D + T$
M_3	= $C + D + T + S$
m_1	= Geldangebotsmultiplikator, für eine Definition vgl. Gleichung (8) im Text
P	= Preisindex des Brutto-Sozialprodukts (1962 = 100)
P_E	= Index der Einzelhandelspreise (1962 = 100)
P_L	= Index für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte (1962 = 100)

P_V = Preisindex für den Verbrauch der privaten Haushalte (1962 = 100)
 p_E = P_E/P
 p_L = P_L/P
 p_V = P_V/P
 R_r = gesetzliches Mindestreserve-Soll
 r = gesetzliche Mindestreservesätze gegenüber Sicht- (r_d), Termin- (r_t) und Spareinlagen (r_s)
 S = Spareinlagen inländischer Nicht-Banken (ohne Sparbriefe)
 S_a = autonome Sparguthabennachfrage; $S_a^j = S - \frac{dS}{dj} j$ ($j = D, M_1, M_2, M_3$)
 s = marginale Sparguthabenquote $\left(= \frac{dS}{dM_1} \right)$
 T = Termineinlagen inländischer Nicht-Banken (mit Befristung bis unter vier Jahren)
 T_a = autonome Terminguthabennachfrage; $T_a^j = T - \frac{dT}{dj} j$ ($j = D, M_1, M_2, M_3$)
 t = marginale Terminguthabenquote $\left(= \frac{dT}{dM_1} \right)$
 U = Index der Umsätze des Einzelhandels (1962 = 100)
 W = Nominalvermögen (errechnet durch Kumulation der Vermögensbildung aller privaten Haushalte ab 1950 I)
 W_r = Realvermögen (= W/P_L ; P_L : saisonbereinigt, Index 1970 = 100)
 Y = nominales Brutto-Sozialprodukt
 Y_r = reales Brutto-Sozialprodukt

Die Indices -1 und -3 zeigen eine zeitliche Verzögerung der betreffenden Variablen um 1 bzw. 3 Quartale an.

Das Brutto-Sozialprodukt, das Vermögen, die Geldvolumina und deren Komponenten sind in Mrd. DM ausgedrückt, die Zinssätze als Prozentsätze p. a.

Quellen

- Deutsche Bundesbank (Monatsberichte),
- Statistisches Bundesamt (Wirtschaft und Statistik) für P_E und U ,
- Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (Vierteljährliche volkswirtschaftliche Gesamtrechnung für die Bundesrepublik Deutschland) für P , P_V , W , Y und Y_r .

Zusammenfassung

Der Einfluß der Nicht-Banken auf das gesamtwirtschaftliche Geldangebot

Geldangebotsmodelle der *Brunner-Meltzer*-Kategorie erfreuen sich seit einigen Jahren stetig wachsender Wertschätzung. Dennoch ist die sogenannte lineare Version dieses Modelltyps weitgehend unbeachtet geblieben, wohl

vor allem deshalb, weil es bislang an Versuchen gefehlt hat, die von *Brunner* und *Meltzer* entwickelte Grundhypothese in eine für Test- und Prognosezwecke brauchbare Struktur umzuformen.

Die Besonderheit des linearen Modellansatzes besteht darin, daß er die geldangebotsrelevanten Portfolio-Dispositionen der Banken und Nicht-Banken durch Verhaltensfunktionen erfaßt, die sich durchweg am Vorbild der keynesianischen Konsumfunktion orientieren. So wird etwa die Nachfrage der Nicht-Banken nach Bargeld und befristeten Bankeinlagen jeweils in eine autonome und eine (durch Geldmengenänderungen) induzierte Komponente aufgespalten und zugleich angenommen, daß die Relation zwischen den Veränderungen der Geldmenge und denen der geplanten Bargeld- bzw. Termin- oder Sparguthabenhaltung im Zeitablauf etwa konstant ist.

Geht man von den Verhältnissen in der Bundesrepublik Deutschland aus, so scheinen die Verhaltensfunktionen des *Brunner-Meltzer*-Typs die Anlageentscheidungen der Nicht-Banken in einer akzeptablen Form zu beschreiben. Zwar ist die autonome Nachfrage sowohl nach Bargeld als auch nach Termin- und Spareinlagen beträchtlichen Schwankungen unterworfen, aber es läßt sich zeigen, daß diese durch die Veränderungen des Volkseinkommens, des Vermögens, der Marktzinssätze und des gesamtwirtschaftlichen Preisgefüges hinreichend erklärt werden können. Mithin vermag das lineare Geldangebotsmodell einen zugleich originellen und empirisch bedeutsamen Beitrag zur Lösung der Geldangebotsproblematik zu leisten.

Summary

The Influence of Non-Banks on the Macroeconomic Money on Supply

For some years now, money supply models of the *Brunner-Meltzer* category have enjoyed steadily growing esteem. For all that, the so-called linear version of this type of models has been largely ignored, presumably mainly because up to the present there has been a lack of attempts to transform the basic hypothesis developed by *Brunner* and *Meltzer* into a structure that can be used for test and forecasting purposes.

The peculiarity of the linear model approach lies in the fact that the portfolio transactions of commercial banks and non-banks which affect the supply of money are covered by behaviour functions which are oriented throughout to the pattern of the Keynesian consumption function. For instance, the demand of non-banks for cash and time deposits at banks is split up into an autonomous and an induced component (induced by changes in the volume of money), and simultaneously it is assumed that the relation between changes in the quantity of money and those in the holding of cash, time deposits and savings deposits is roughly constant over time.

If we proceed from the situation in the Federal Republic of Germany, the behaviour functions of the *Brunner-Meltzer* type seem to describe the investment decisions of nonbank in an acceptable form. However, the autonomous demand for cash and for time and savings deposits is subject to

considerable fluctuations, but it can be shown that the latter may be adequately explained by changes in the national income, wealth, market interest rates and the macroeconomic price ratios. Thus, the linear money supply model is capable of making an original and simultaneously an empirically important contribution to the solution of money supply problems.

Résumé

L'influence des non-banques sur l'offre globale de monnaie

Depuis quelques années, les modèles d'offre monétaire de la catégorie *Brunner-Meltzer* jouissent d'une estime toujours plus grande. La dite version linéaire de ce type de modèle a néanmoins été largement négligée, en particulier par manque de tentatives de transformer les hypothèses de base développées par *Brunner-Meltzer* en une structure exploitable à des fins expérimentales et prévisionnelles.

La particularité du modèle linéaire consiste dans le fait qu'il enregistre les dispositions relevant de la demande monétaire du portefeuille des banques et des non-banquiers par des fonctions de comportement qui s'orientent de bout en bout sur l'exemple de la fonction de consommation de *Keynes*. C'est ainsi que la demande des non-banquiers de numéraire et de dépôts à terme est scindée en composantes autonome et induite (par les variations de la masse monétaire) et que l'on suppose simultanément que la relation entre les variations du volume monétaire et celles de la position en numéraire, en dépôts d'épargne ou à terme demeure constante dans le temps.

Si l'on se réfère à la situation dans la République fédérale d'Allemagne, il semble que les fonctions de comportement de type *Brunner-Meltzer* décrivent en une forme acceptable les décisions de placement des non-banquiers. La demande autonome tant de numéraire que de dépôts d'épargne et à terme est néanmoins soumise à d'amples variations, mais l'on peut démontrer que celles-ci s'expliquent suffisamment par les modifications du revenu national, du patrimoine, des taux d'intérêt du marché et de la structure globale des prix. En conséquence, le modèle linéaire d'offre monétaire est en mesure de fournir une importante contribution originale et empirique à la solution de la problématique de l'offre monétaire.