



Die Rolle des Vermögens in der Geldnachfrage

Dieter Gerdesmeier

Diskussionspapier 5/96
Volkswirtschaftliche Forschungsgruppe
der Deutschen Bundesbank

Mai 1996

Die in dieser Reihe veröffentlichten Diskussionspapiere
spiegeln die persönliche Auffassung des Autors und
nicht notwendigerweise die der Deutschen Bundesbank wider.

**Deutsche Bundesbank, 60431 Frankfurt am Main, Wilhelm-Epstein-Straße 14
Postfach 10 06 02, 60006 Frankfurt am Main**

Fernruf (0 69) 95 66-1

Telex Inland 4 1 227, Telex Ausland 4 14 431, Telefax (0 69) 5 60 10 71

Bestellungen schriftlich erbeten an:

Abteilung Presse und Information, Postanschrift oder Telefax (0 69) 95 66-30 77

Nachdruck nur mit Quellenangabe gestattet

ISBN 3-932002-02-4

Inhaltsverzeichnis

I. Einleitung	1
II. Theoretische Grundlagen	3
III. Zur Abgrenzung des Vermögens	10
III.1 Grundlegende Betrachtungen	10
III.2 Abgrenzung in der vorliegenden Untersuchung	12
IV. Empirie	15
V. Die Bedeutung des Vermögens für die Umlaufgeschwindigkeit	29
VI. Geldpolitische Implikationen	31
Anhang	32
Literaturverzeichnis	39

Tabellen- und Schaubildverzeichnis

Tabellen

1. Entwicklung des Bruttogeldvermögens im Zeitablauf	14
2. Ergebnisse der Stationaritätstests	19
3. Rang der Kointegrationsmatrix	23
4. Schätzungen von Fehlerkorrekturmodellen	26

Schaubilder

1. Differenz von Bruttogeldvermögen und Bruttoinlandsprodukt	21
2. Logarithmierte Umlaufgeschwindigkeit und Umlaufrendite im Zeitablauf	30

Die Rolle des Vermögens in der Geldnachfrage*

I. Einleitung

Die Frage nach der Bedeutung des gesamtwirtschaftlichen Vermögens als Bestimmungsgrund der Geldnachfrage ist nicht neu. Schon zu Beginn der sechziger Jahre entwickelte sich im Gefolge der Friedmanschen Idee der permanenten Einkommenshypothese und der Tobinschen Theorie der "portfolio selection"¹ eine lebhafte Diskussion über die Relevanz verschiedener Skalenvariablen für die Geldnachfrage. Aus geldtheoretischer Sicht ging die Berücksichtigung des Vermögens mit einer Abkehr von den bisherigen Ansätzen, die auf einer eher transaktionsorientierten Vorstellung fußten², und einer Hinwendung zu Theorien, welche die Geldhaltung als einen Prozeß der Portfolioallokation begriffen, einher. Nicht weniger bedeutsam sind die Auswirkungen für die Geldpolitik. Denn eine Kontrolle des Geldangebotes setzt immer eine möglichst genaue Kenntnis der Geldnachfrage und ihrer Determinanten voraus. Soll nämlich der geldpolitische Kurs für die Zukunft festgelegt werden, so sind hierzu Prognosen der Geldnachfrage notwendig. Unter dem Gesichtspunkt möglichst geringer Prognosefehler ist es erforderlich, daß die Geldnachfrage durch einige wenige ökonomische Schlüsselgrößen erklärbar ist.³

Läßt sich ein Einfluß des Vermögens auf die Geldhaltung nachweisen, so muß dieser Größe zudem auch eine Bedeutung für das Verhalten der Umlaufgeschwindigkeit zukommen, da Geldnachfrage und Umlaufgeschwindigkeit lediglich unterschiedliche Ausdrucksweisen für denselben Sachverhalt darstellen.

* Mein Dank gilt R. Fecht, H. Hansen, P. Kugler, M. Scharnagl, C. Willeke und den Teilnehmern eines Workshops bei der Deutschen Bundesbank für wertvolle Hinweise und Anregungen.

¹ Vgl. Friedman (1957) und Tobin (1958).

² Vgl. beispielsweise die Arbeiten von Baumol (1952) und Tobin (1956), aber auch Miller und Orr (1966).

³ Judd und Scadding (1982), S. 993.

Es sei an dieser Stelle lediglich am Rande erwähnt, daß dem Vermögen verschiedentlich auch weitreichende Implikationen für die Fiskalpolitik eingeräumt werden. Wird beispielsweise eine expansive Fiskalpolitik des Staates über die Emission von Wertpapieren finanziert und zählen diese zum Vermögen der privaten Wirtschaftssubjekte, so erhöht die Verschuldung des Staates das Vermögen der Privaten, und dies induziert möglicherweise eine Ausdehnung der Güter- und Geldnachfrage. Die Wiederherstellung eines Geldmarktgleichgewichtes bei einer nicht-akkomodierenden Geldpolitik erfordert unter diesen Umständen über den unvermeidlichen Zinsanstieg im Gefolge der expansiven Fiskalpolitik hinaus eine weitere Zinserhöhung und wirkt damit zusätzlich dämpfend auf die Investitionsnachfrage.⁴ Infolgedessen weisen die beiden Effekte in bezug auf das Volkseinkommen gegenläufige Vorzeichen auf. Übersteigt der Vermögenseffekt auf dem Geldmarkt denjenigen auf dem Gütermarkt, so ist ein "portfolio crowding-out-effect" die Folge.⁵ Die Existenz von Vermögenseffekten könnte damit die Wirkungen der Fiskalpolitik weitgehend relativieren.

Das Vermögen des Nichtbankensektors in der Bundesrepublik Deutschland verzeichnete in den vergangenen Dekaden ein überaus stürmisches Wachstum. Hatten die Geldvermögensbestände der Privaten Haushalte und der Produktionsunternehmen Ende des Jahres 1960 noch 170 beziehungsweise 114 Milliarden DM betragen, so beliefen sie sich Ende des Jahres 1994 bereits auf 4,3 Billionen DM im Fall der Privaten Haushalte und auf 2,2 Billionen DM im Fall der Produktionsunternehmen.⁶ Stellt das Vermögen tatsächlich eine Erklärende der Geldnachfrage dar, so könnte angesichts der Größenordnungen vermutet werden, daß dieser Einfluß im Zeitablauf an Bedeutung gewonnen hat.

Im Vordergrund der vorliegenden Arbeit steht der Versuch, die Bedeutung des Vermögens für die Geldnachfrage näher zu untersuchen. Insbesondere sollen die abgeleiteten Hypothesen auch einer empirischen Überprüfung unterzogen werden. Insofern stellt die

⁴ Es scheint an dieser Stelle angebracht, auf den Unterschied zwischen dem "herkömmlichen" "crowding-out" und dem "portfolio crowding-out" zu verweisen. Im ersten Fall verdrängt eine Erhöhung der Staatsausgaben private Ausgaben ganz oder teilweise. Im zweiten Fall kommt es zu einem Anstieg der Güter- und Geldnachfrage der Privaten und infolge eines konstanten Geldangebotes zu einem Zinsanstieg zur Wiederherstellung des Geldmarktgleichgewichtes.

⁵ Vgl. hierzu Blinder und Solow (1974, S. 45 ff.), aber auch Friedman (1985).

⁶ Deutsche Bundesbank (1995), Monatsbericht Mai, S. 34 ff. Die Angaben für das Jahr 1994 umfassen gesamtdeutsche Werte. Alle Zahlen basieren auf einer Bewertung der Wertpapiere zu Tageskursen.

Studie eine der ersten ihrer Art für Deutschland dar. Nach den einleitenden Bemerkungen werden im zweiten Abschnitt die grundlegenden Hypothesen einer Theorie der Geldnachfrage kurz skizziert. Da eine ausführliche Darstellung die Grenzen der vorliegenden Arbeit überschreiten würde, muß sich ein solcher Versuch zwangsläufig auf die wesentlichen Elemente beschränken. Die Abgrenzung der relevanten Vermögensgröße ist aus der Theorie nicht eindeutig abzuleiten. Im Mittelpunkt des dritten Abschnittes steht deshalb der Versuch einer Quantifizierung dieser Variablen für Deutschland. Der vierte Abschnitt beinhaltet eine empirische Analyse. Deren Ergebnisse werden im darauffolgenden Abschnitt auf ein Modell übertragen, in dem die Bestimmungsfaktoren der Umlaufgeschwindigkeit für das Aggregat M3 abgeleitet und überprüft werden. Im Schlußabschnitt erfolgt eine Zusammenfassung der Ergebnisse und eine kurze Diskussion der geldpolitischen Implikationen.

II. Theoretische Grundlagen

Eine sinnvolle ökonometrische Untersuchung muß auf theoretischen Hypothesen aufbauen, die dann anhand des Datenmaterials überprüft und gegebenenfalls falsifiziert werden können.

Den Ausgangspunkt der folgenden Überlegungen bildet die Fishersche Verkehrsgleichung:⁷

$$(1) \quad M \cdot V \equiv P \cdot T \quad \text{bzw. umgeformt}$$

$$(2) \quad M \equiv \frac{1}{V} \cdot P \cdot T$$

Dabei bezeichnen M die Geldmenge, V die Umlaufgeschwindigkeit, P das Preisniveau und T das Transaktionsvolumen. Beide Ausdrücke haben tautologischen Charakter. Denn das gesamte Volumen an Transaktionen in einer Volkswirtschaft innerhalb einer bestimmten Periode kann sowohl anhand der Güterseite (umgesetzte Mengen multipliziert mit dem Durchschnittspreis) als auch anhand der Geldseite (vorhandene Geldmenge

⁷ Vgl. Fisher (1922), insbesondere S. 21.

multipliziert mit der Häufigkeit, mit der eine Geldeinheit während einer Periode durchschnittlich verwendet wird) gemessen werden. Erst die Hypothese einer konstanten Umlaufgeschwindigkeit ($1/V = k = \text{konstant}$) erhebt die Identität (2) in den Rang einer Verhaltensgleichung (3), die sich im Sinne einer Geldnachfragefunktion interpretieren läßt:

$$(3) \quad M = k \cdot P \cdot T \quad \text{mit } k = \text{Kassenhaltungskoeffizient} = \text{konstant}$$

In dieser älteren Form der Quantitätstheorie⁸ wird die Umlaufgeschwindigkeit durch institutionelle Faktoren bestimmt, deren Verhalten - so die entscheidende Annahme - im Zeitablauf einer gewissen Trägheit unterliegt.⁹ Allerdings hat schon die bloße Beobachtung dieser Zeitreihe im Konjunkturablauf, insbesondere aber die Erfahrungen in Zeiten ausgeprägter Preissteigerungsraten nachhaltig gezeigt, daß die Annahme einer konstanten Umlaufgeschwindigkeit keinesfalls gerechtfertigt ist.¹⁰ Es ist in der empirischen Literatur üblich, das unbekannte Transaktionsvolumen durch das reale Sozialprodukt (Y^T) zu ersetzen:

$$(4) \quad M \cdot V = P \cdot Y^T$$

In diesem Fall verkörpert V nicht mehr die Transaktions-, sondern die Einkommensgeschwindigkeit des Geldes.

Die Keynesische Liquiditätspräferenztheorie beinhaltet als zentralen Baustein die explizite Berücksichtigung des Erwerbs von Wertpapieren als Alternative zur Geldhaltung. Zu diesem Zweck wird die gesamte Geldhaltung in eine zinsabhängige Spekulationskasse (M^S), eine einkommensabhängige Vorsichtskasse und eine einkommensabhängige Transaktionskasse (M^T) unterteilt. Die Geldnachfrage hätte unter diesen Annahmen die folgende Form:¹¹

$$(5) \quad M = M^S + M^T = l_1(i^A) + l_2(P \cdot Y^T)$$

⁸ Bisweilen wird diese Form auch als "starre" Version der Quantitätstheorie bezeichnet.

⁹ Anderer Meinung ist allerdings Friedman (1979), S. 18.

¹⁰ Friedman (1979), S. 27 ff.

¹¹ Vgl. Keynes (1936), S. 199. Üblicherweise werden Vorsichts- und Transaktionskasse zusammengefaßt.

wobei i^A die Verzinsung des als Alternative betrachteten Wertpapiers wiedergibt. Die Ableitung der Geldnachfrage aus zwei unabhängigen Determinanten muß im Sinne eines "Gedankenkonstruktes" und nicht im Sinne einer mechanischen Trennung interpretiert werden.¹² Diese Überlegung legt die folgende funktionale Form nahe:

$$(6) \quad M = f(i^A, P \cdot Y^r)$$

Die postkeynesianischen Ansätze halten grundsätzlich an der analytischen Trennung der Geldnachfrage in die drei Motive fest. Eine erste Gruppe von Arbeiten befaßt sich eingehender mit dem Transaktionsmotiv und mündet in die sogenannten "Lagerhaltungsmodelle". Die Nachfrage nach Transaktionskasse wird grundsätzlich durch die Veränderungen des gesamtwirtschaftlichen Transaktionsvolumens und den Grad an Synchronisation (zwischen Ein- und Auszahlungen) bestimmt. Unter der Annahme wachsender Wirtschaften und damit verbunden einer stetigen Zunahme des Transaktionsvolumens ließe sich daraus eine ständige Erhöhung der Geldnachfrage zu Transaktionszwecken ableiten. Daß dem nicht so ist, hängt mit den Kosten zusammen, die sich aus der Haltung von Geld anstelle von zinsbringenden Aktiva ergeben. Diese Kosten lassen sich durch eine zeitweilige Anlage von Teilen der Transaktionskasse in ertragreichere Aktiva verringern. Je größer der Zinsertrag, umso häufiger kommt es zu Umwandlungen und umso geringer wird der zu Transaktionszwecken gehaltene Kassenbestand (im Durchschnitt der betreffenden Periode) sein.¹³ Aus diesen Überlegungen folgt, daß Veränderungen der Geldnachfrage zu Transaktionszwecken auf Veränderungen des gesamtwirtschaftlichen Transaktionsvolumens und die Kosten der Kassenhaltung zurückgeführt werden können.¹⁴ In einer formalen Schreibweise folgt:

$$(7) \quad M^T = f(i^A, P \cdot Y^r)$$

¹² Keynes (1936, S. 195) selbst bemerkt hierzu: "Money held for each of the three purposes forms, nevertheless a single pool, which the holder is under no necessity to segregate into three water-tight compartments; for they need not be sharply divided even in his own mind, and the same sum can be held primarily for one purpose and secondarily for another".

¹³ Genau genommen ist vom Nettozinsertrag die Rede, also von der Differenz zwischen dem Zinsertrag und den Kosten, die infolge der Umwandlung entstehen.

¹⁴ Die Zinsabhängigkeit der Transaktionskasse war Gegenstand der Grundsatzarbeiten von Baumol (1952), Tobin (1956) sowie Miller und Orr (1966).

Die Weiterentwicklung des Keynes'schen Spekulationsmotives hingegen führte Mitte der fünfziger Jahre zur Theorie der "portfolio selection". Charakteristisch für diese Sichtweise ist es, die Nachfrage nach Geld im Rahmen des Konzeptes der Nutzenmaximierung unter Nebenbedingungen zu analysieren. Im Zentrum steht die Suche nach einer optimalen Struktur des Vermögens bei einem "constraint", der durch die Höhe des Vermögens vorgegeben ist.¹⁵ Kriterien der Aufteilung in Geld und Wertpapiere sind das Risiko und der erwartete Ertrag.¹⁶ Die Nachfrage nach Geld als Vermögensanlage ist demnach durch das Vermögen (W'), durch die Eigenverzinsung der Geldhaltung (i^E) und durch die Verzinsung einer alternativen Anlage (i^A) determiniert. Infolgedessen gilt:

$$(8) \quad M^S = f(i^E, i^A, \dots) P \cdot W'$$

Werden beide Motive berücksichtigt, so liegt es nahe, sowohl das Einkommen als auch das Vermögen als unabhängige Variable in die Geldnachfragefunktion aufzunehmen. Unter diesen Umständen wäre die gesamte Nachfrage nach Geld eine Funktion der Zinsen, des Einkommens und des Vermögens:¹⁷

$$(9) \quad M = M^T + M^S = f(i^E, i^A, P \cdot Y', P \cdot W')$$

Milton Friedman hat in seiner Neuinterpretation der Quantitätstheorie die Annahme der Konstanz der Umlaufgeschwindigkeit modifiziert.¹⁸ Geld wird als ein Gut wie jedes andere behandelt; die Nachfrage nach Geld wird dann ebenfalls im Rahmen des Konzeptes der Nutzenmaximierung unter Nebenbedingungen analysiert.¹⁹ Wie für alle Güter müssen

¹⁵ Üblicherweise enthalten die Budgetrestriktionen (statischer) Portfoliomodelle keine Stromgrößen, wie etwa das Einkommen. Im Modell von Tobin (1969, S. 24) umfaßt die Budgetrestriktion beispielsweise die Bestände an Geld, Wertpapieren und physischen Kapitalgütern.

¹⁶ Der wahrscheinliche Ertrag aus der Haltung eines festverzinslichen Wertpapiere läßt sich durch eine Häufigkeitsverteilung darstellen, deren ersten beiden Momente, also der Ertrag und die Streuung, die relevanten Parameter für eine Haltung widerspiegeln. Tobin (1958, S. 74) bemerkt hierzu: "It is a simplification to assume that the investor chooses among the alternative probability distributions (...) available to him on the basis of only two parameters of those distributions".

¹⁷ Teigen (1979), S. 108 und Johnson (1962), S. 355.

¹⁸ Vgl. Friedman (1956).

¹⁹ Friedman (1956, S. 4) bemerkt hierzu: "The analysis of the demand for money (...) can be made formally identical with that of a demand for a consumption service".

dann der Preis des nachgefragten Gutes, die vorhandenen Mittel sowie die Präferenzen der Wirtschaftssubjekte als Bestimmungsgründe der Nachfrage gelten. Es gilt:²⁰

$$(10) \quad M = f(i^E, i^B, Y/P, u, w)P$$

wobei i^E und i^B die Ertragsraten verschiedener Substitute, w das Verhältnis von Nichthumanvermögen zu Humanvermögen und u die Präferenzen der Wirtschaftssubjekte widerspiegeln.

Obwohl postkeynesianische Ansätze und Neoquantitätstheorie methodisch unterschiedlich vorgehen, gelangen sie dennoch zu ähnlichen Geldnachfragefunktionen. Unter der Annahme konstanter Elastizitäten könnte die entsprechende Gleichung dann lauten:

$$(11) \quad M = e^{\beta_0} \cdot (1+i^E)^{\beta_1} \cdot (1+i^A)^{\beta_2} \cdot (P \cdot Y^r)^{\beta_3} \cdot (P \cdot W^r)^{\beta_4} \cdot e^\varepsilon$$

wobei ε den Residualterm einer entsprechenden Schätzung bezeichnet. Wird ferner unterstellt, daß die Wirtschaftssubjekte keiner Geldillusion unterliegen, so ist eine reale Spezifikation angebracht:²¹

$$(12) \quad M/P = e^{\beta_0} \cdot (1+i^E)^{\beta_1} \cdot (1+i^A)^{\beta_2} \cdot Y^{r\beta_3} \cdot W^{r\beta_4} \cdot e^\varepsilon \quad \text{bzw. in logarithmierter Form}$$

$$(13) \quad m - p = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln i^E + \beta_2 \cdot \ln i^A + \beta_3 \cdot y^r + \beta_4 \cdot w^r + \varepsilon$$

Gegen eine derartige Spezifikation sind sowohl theoretische als auch empirische Einwände erhoben worden. Beide können auf die Tatsache zurückgeführt werden, daß Einkommen und Vermögen keine voneinander unabhängigen Größen darstellen. Wird aus einer theoretischen Sichtweise heraus für das Vermögen unterstellt, daß es auch die gesamte kapitalisierte Arbeitskraft ("human capital") beinhaltet, so läßt sich das Einkommen als Vermögensertrag beziehungsweise das Vermögen als kapitalisiertes Einkommen definieren. Unter Zuhilfenahme eines entsprechenden Zinses könnte eine exakte funktionale Beziehung zwischen beiden Variablen hergeleitet werden:

²⁰ Friedman (1956), S. 11. Die Nomenklatur wurde teilweise der vorliegenden Arbeit angepaßt.

²¹ Hansen (1993), S. 201.

$$(14) \quad Y^r = W^r \cdot i$$

Würde diese Beziehung gelten, so ließe sich der Geldnachfrageansatz sowohl im Sinne der Einkommens- als auch der Vermögenhypothese interpretieren.²² In diesem Fall wäre der Versuch, die Abhängigkeiten zwischen Geldnachfrage, Einkommen und Vermögen schätzen zu wollen, ein unsinniges Unterfangen. Dem ist entgegenzuhalten, daß nirgendwo bestritten wird, daß beide Variablen über die Ersparnis miteinander in Verbindung stehen, jedoch nicht notwendigerweise in der oben definierten exakten funktionalen Beziehung. Ein empirischer Nachweis ist ohnehin unmöglich, da weder Zeitreihen über das "menschliche" Vermögen, noch über eine derart definierte Einkommensgröße, noch über eine entsprechende Zinsreihe existieren. Die ökonometrischen Vorbehalte beruhen auf der Tatsache, daß bei Vorliegen eines engen Zusammenhanges zwischen den Zeitreihen des Vermögens und des Einkommens die Aufnahme beider Variablen in die Geldnachfragefunktion zwangsläufig zu schätztechnischen Problemen führen muß. Auf diesen Problemkreis wird an späterer Stelle noch näher eingegangen.

Die Annahme konstanter Zinselastizitäten, wie im Rahmen des doppellogarithmischen Modelles (13) unterstellt, impliziert, daß ein Anstieg des Zinses um einen bestimmten Prozentsatz zu einem (konstanten) Rückgang in der Geldnachfrage führt, der unabhängig vom Zinsniveau ist. Im Gegensatz dazu variiert beim semilogarithmischen Modell die Zinselastizität (bei konstanter Zinssemielastizität) mit dem Niveau des Zinssatzes. Aus diesem Grund findet bisweilen der Zins in Form einer Semielastizität Eingang in die Schätzgleichung:²³

$$(15) \quad m - p = \beta_0 + \beta_1 \cdot i^E + \beta_2 \cdot i^A + \beta_3 \cdot y^r + \beta_4 \cdot w^r + \varepsilon$$

wobei alle Variablen mit Ausnahme der Zinssätze in Logarithmen ausgedrückt sind.

Eine weitere wichtige Spezifikationsentscheidung stellt die Frage dar, ob die Gleichung in nominaler oder in realer Form geschätzt werden soll. Denn weiter oben wurde die reduzierte Form unter der Annahme abgeleitet, daß Geld weniger aufgrund seines

²² Meltzer (1963), S. 220.

²³ Beide Vorgehensweisen sind möglich. Für eine Modellierung mit konstanter Zinssemielastizität siehe beispielsweise Boughton (1991b), für eine Modellierung mit konstanter Zinselastizität siehe beispielsweise Hoffman, Rasche und Tieslau (1995).

Nominalwertes, sondern wegen seiner Kaufkraft gehalten wird. Und da darüber hinaus bezweifelt wurde, daß in der langen Frist Geldillusion bei den Wirtschaftssubjekten vorliegen kann, lag es nahe, die Geldnachfrage als reale Größe zu betrachten. Dann müßte in der folgenden Variante der Schätzgleichung

$$(16) \quad m = \beta_0 + \beta_1 \cdot i^E + \beta_2 \cdot i^A + \beta_3 \cdot y^r + \beta_4 \cdot w^r + \beta_5 \cdot p + \varepsilon$$

eine Preiselastizität von $\beta_5 =$ resultieren. Eine Reihe von Studien hat allerdings für Deutschland die Annahme der Preishomogenität verworfen.²⁴ Auch für andere Länder sind derartige Resultate nachgewiesen worden, verschiedentlich wurde gar darauf hingewiesen, daß die Restriktion auf Preishomogenität zu unplausiblen Koeffizienten führt.²⁵ Dafür sind sowohl theoretische als auch empirische Gründe denkbar. Während aus theoretischer Sicht unbestritten ist, daß die Transaktionskasse in den Preisen linear homogen sein sollte, da eine Verdoppelung des nominellen Transaktionsvolumens zu einer Verdoppelung der Transaktionskasse führen müßte, ist kontrovers, ob dies auch für die Spekulationskasse gilt. Der Einfachheit halber wird dies zwar oft angenommen, muß aber keineswegs der Fall sein. Aus empirischer Sicht ist dieses Resultat zum einen auf Aggregationsprobleme, die Fehler in den Parameterschätzungen provozieren, bisweilen aber gerade im Rahmen von Kointegrationsschätzungen auch auf Verzerrungen infolge der Kürze des Schätzzeitraums zurückgeführt worden.²⁶ Denkbar erscheint auch, daß der verwendete Preisindex nicht demjenigen entspricht, der von den Wirtschaftssubjekten zur Deflationierung herangezogen wird. Ein Widerspruch zur Theorie ist in diesem Fall nicht gegeben. Zusammenfassend bleibt festzuhalten, daß gerade bei weiter gefaßten Aggregaten die Annahme der Preishomogenität nicht ohne weitere Überprüfung unterstellt werden kann.

Bevor nun in der Folge die eben abgeleiteten Beziehungen empirischen Tests unterworfen werden, muß die Frage nach der relevanten Vermögensvariable etwas eingehender betrachtet werden.

²⁴ Vgl. hierzu Boughton (1991a), Boughton (1991b), Sauer (1992) und Gerlach (1994).

²⁵ Vgl. hierzu Angelini, Hendry und Rinaldi (1994) S. 19. Die Autoren verweisen explizit darauf, daß die Einbeziehung der siebziger Jahre zum Verwerfen der Hypothese der Preishomogenität führt. Brookes et al. (1991, S. 135) kommentieren eines ihrer Ergebnisse wie folgt: "When the price elasticity is restricted to one, the income elasticity becomes unacceptably low".

²⁶ Boughton (1991b), S. 24. Sein Schätzzeitraum umfaßt allerdings 25 Jahre.

III. Zur Abgrenzung des Vermögens

III.1 Grundlegende Betrachtungen

In den bisherigen Ausführungen wurde auf die Definition der Vermögensgröße nur am Rande eingegangen. Für empirische Zwecke muß diese Größe genauer spezifiziert werden.

Legt man den Betrachtungen eine weite Begriffsfassung etwa im Friedmanschen Sinne zugrunde, so müßte eine entsprechende Abgrenzung neben dem finanziellen Vermögen und dem Sachvermögen auch das Humanvermögen ("human wealth") beinhalten. Die Quantifizierung der letztgenannten Größe stößt allerdings auf schier unüberwindliche Schwierigkeiten. Infolgedessen liegt es nahe, auf die Summe aus finanziellem Vermögen und Sachvermögen, das sogenannte Nicht-Human-Vermögen ("non-human wealth"), zurückzugreifen.

Gerade bei der Erklärung der Geldnachfrage kann auch vermutet werden, daß der Liquiditätsgrad des Vermögens eine Rolle spielt. Wird dieser als weiteres Kriterium der Vermögensabgrenzung herangezogen, so ließe sich eine noch engere Abgrenzung rechtfertigen. Denn das finanzielle Vermögen weist einen höheren Grad an Liquidität auf als das Sachvermögen. Dies ist auf die weitgehende Teilbarkeit, Homogenität und Fungibilität dieser Aktiva zurückzuführen. Zwar variiert der Grad an Substituierbarkeit zwischen Finanz- und Sachvermögen mit dem Zeithorizont; über einen längeren Zeitraum läßt sich ohne Zweifel auch Sachvermögen in liquidere Formen umwandeln. In einer kürzerfristigen Betrachtungsweise muß jedoch dem Finanzvermögen eindeutig ein höherer Grad an Liquidität zugeschrieben werden als dem Sachvermögen, das Humanvermögen läßt sich kurzfristig überhaupt nicht liquidisieren. Dieser Gesichtspunkt würde dafür sprechen, das gesamte Geldvermögen ins Zentrum der Portfolioallokation zu stellen.

Besondere Bedeutung kommt in diesem Zusammenhang auch der Frage nach der geeigneten Aggregationsmethode zu. Bei einer Aggregation in Verbindung mit einer Konsolidierung werden die Forderungen zwischen inländischen Wirtschaftssubjekten eliminiert, da den Forderungen der einen Seite Verbindlichkeiten der anderen Seite in gleicher Höhe gegenüberstehen. Daraus würde das Nettovermögen ("net wealth") resultieren. Wird hingegen die einfache Summation als Aggregationsmethode gewählt, so

muß das Bruttovermögen ("portfolio wealth") im Mittelpunkt der weiteren Betrachtungen stehen.²⁷

Die Wahl der Aggregationsmethode kann entweder auf der Basis statistischer Kriterien oder auf der Grundlage ökonomischer Überlegungen erfolgen. Bei Zugrundelegung statistischer Kriterien fällt die Antwort recht eindeutig aus: In der Regel weist das Nettovermögen die besseren Schätzeigenschaften auf. Aus diesem Grund haben empirische Arbeiten für andere Länder zumeist auf das Nettovermögen abgestellt.²⁸

Aus ökonomischer Sicht ist das Ergebnis jedoch weniger eindeutig. Geldnachfragefunktionen ergeben sich letztlich aus der Aggregation der individuellen mikroökonomischen Kassenhaltungswünsche. Erfolgt die Portfoliooptimierung der einzelnen Wirtschaftssubjekte unabhängig voneinander, so spräche dies zugunsten des Bruttovermögens. Im Falle der Berücksichtigung gegenseitiger Abhängigkeiten würde hingegen das Nettovermögen resultieren.

Gegen das Nettovermögen spricht allerdings, daß der Grad an Konsolidierung letztlich mehr oder weniger arbiträr gewählt werden muß. Im Extremfall einer vollständigen Konsolidierung verbleibt für eine offene Volkswirtschaft lediglich der Nettoforderungssaldo gegenüber dem Ausland. Es leuchtet nicht unmittelbar ein, warum diese Größe eine wesentliche Determinante der Nachfrage der inländischen Wirtschaftssubjekte nach inländischer Währung darstellen sollte.

Schließlich ist auch denkbar, daß die Geldhaltung als vorübergehende Anlage im Rahmen von Umschichtungen von einer Vermögensform in eine andere gewählt wird. In diesem Fall muß die Vermögenstruktur als wesentliche Determinante gelten. Das Nettovermögen vermag diesen Einflußfaktor nicht zu erfassen, weiterführende Untersuchungen werden damit unmöglich. Aus diesen Gründen stützt sich die vorliegende Arbeit auf eine Bruttovermögensgröße.²⁹

²⁷ Ähnliche Überlegungen finden sich in Fields und Hall (1987), S. 1040.

²⁸ So schreiben Angelini, Hendry und Rinaldi (1994, S. 19): "We opted for net financial wealth which, (...), should not give rise to simultaneity bias".

²⁹ Die theoretischen Modelle von Tobin (1969), Blinder und Solow (1974), Brunner und Meltzer (1993; S. 83 ff.) und Friedman (1956, S. 4ff.) scheinen ebenfalls auf einer einfachen Summierung zu beruhen.

III.2 Abgrenzung in der vorliegenden Untersuchung

Die Finanzierungsverhältnisse in Deutschland werden von der Deutschen Bundesbank regelmäßig dargestellt und kommentiert.³⁰ Die Finanzierungsrechnung, welche die Ströme innerhalb der betrachteten Periode aufzuzeigen versucht, wird dabei durch die Geldvermögensrechnung ergänzt. Letztere weist zu einem bestimmten Stichtag und in Geldeinheiten bewertet die Bestände an Forderungen und Verbindlichkeiten aus. Damit wird es möglich, gesamtwirtschaftliche und sektorale Vermögensbilanzen zu erstellen. Grundsätzlich werden dabei vier nichtfinanzielle Sektoren (Private Haushalte, Unternehmen, Öffentliche Haushalte, Ausland) und drei finanzielle Sektoren (Banken, Bausparkassen, Versicherungen) unterschieden.³¹ Es ist üblich, aus dem Sektor der Unternehmen den Bereich der Wohnungswirtschaft als Sonderfall auszugliedern, da er anderen Gesetzmäßigkeiten unterliegt als die produzierende Wirtschaft.³²

Eine mit Blick auf eine herkömmliche Geldmengendefinition relevante Abgrenzung des Nichthumanvermögens müßte grundsätzlich das Geld- und Sachvermögen des Nichtbankensektors, also der Privaten Haushalte, der Unternehmen (ohne Wohnungswirtschaft), der Versicherungen, der Investmentfonds und der Bausparkassen umfassen. Nun beinhaltet die Finanzierungs- bzw. Geldvermögensrechnung zwar relativ genaue Zahlen über das Sachvermögen der Unternehmen, nicht aber für die Sachvermögensbestände der anderen Wirtschaftssubjekte.³³ Infolgedessen wird in der vorliegenden Studie auf das Bruttogeldvermögen zurückgegriffen. Damit wird nicht

³⁰ Vgl. hierzu beispielsweise Deutsche Bundesbank (1995), Monatsbericht Mai, S. 17-43.

³¹ Maßgeblich für die Sektorenbildung ist dabei das Inländerkonzept. Ausländische Wirtschaftssubjekte mit Sitz in Deutschland werden dabei zu den inländischen Wirtschaftseinheiten gerechnet, während inländische Wirtschaftseinheiten mit Sitz im Ausland als Gebietsfremde behandelt werden.

³² Detailliertere Darstellungen der Finanzierungsrechnung und ihrer gesamtwirtschaftlichen Bedeutung finden sich in Schlesinger (1972) sowie in den jeweiligen Monatsberichten der Deutschen Bundesbank des Monats Mai.

³³ Schätzungen für einzelne Bestandteile des Sachvermögens der Privaten Haushalte finden sich in Deutsche Bundesbank (1993), Monatsbericht Oktober, in der dort zitierten Literatur sowie in Schäfer und Bolleyer (1993).

bestritten, daß auch Sachvermögensgrößen relevante Determinanten darstellen, angesichts der Datensituation wird jedoch auf derartige Untersuchungen verzichtet.³⁴

Das im Rahmen der obengenannten Rechnungen ausgewiesene Bruttogeldvermögen wiederum setzt sich aus den Bestandteilen der Geldanlage bei den Banken, der Geldanlage auf den Wertpapiermärkten und dem "Vertragssparen" zusammen. Im einzelnen zählen dazu Bargeld, Sicht-, Termin- und Spareinlagen, Sparbriefe, festverzinsliche Wertpapiere, Guthaben bei Bausparkassen sowie Ansprüche gegenüber Versicherungen.³⁵ Eine Zwitterstellung nehmen die Anlagen in Aktien ein. Streng genommen stellen sie keine Forderung, sondern ein Anteilsrecht an einer Unternehmung dar. Aus ökonomischer Sicht handelt es sich jedoch um eine mit anderen Formen der Geldanlage konkurrierende Art der Geldvermögensbildung, weshalb eine Zurechnung gerechtfertigt ist. Darüber hinaus entspricht diese Praxis den internationalen Gepflogenheiten.³⁶

Statistische Gründe machten es erforderlich, eine weitere Modifikation vorzunehmen. Die im Rahmen der Geldvermögensrechnung ausgewiesenen Jahresendwerte wurden unter der Annahme gleicher Zuwächse auf Quartalsbasis umgerechnet. Der Bruch in den Zeitreihen durch die deutsche Wiedervereinigung im Jahr 1990 wurde wie folgt behandelt: Für das erste und zweite Quartal wurden die entsprechenden Zuwachsraten für Westdeutschland eingesetzt. Das dritte Quartal beinhaltet die gesamtdeutsche Zuwachsraten, die vom Jahresendwert zurückgerechnet wird. Damit wurde sichergestellt, daß der Sprung in den Daten im dritten Quartal erfolgt. Das auf diese Art und Weise errechnete Bruttogeldvermögen und seine einzelnen Bestandteile werden in der folgenden Tabelle dargestellt.

³⁴ Genauer betrachtet umfaßt natürlich das Geldvermögen implizit auch Teile des Sachvermögens. Denn da die Privaten Haushalte letztlich Gläubiger der Unternehmen sind, besitzen sie einen Anspruch auf deren Sachvermögensbestände.

³⁵ Mit der Erweiterung der Geldvermögens- und Finanzierungsrechnung vom August 1995, die den Übergang zur gesamtdeutschen Berichterstattung mit sich brachte, wurde auch eine grundlegende Veränderung der Bewertungsansätze durchgeführt. Anstelle der bisherigen Praxis, die festverzinslichen Wertpapiere zu Nominalwerten und die Aktien zu kumulierten Emissionskursen zu bewerten, dient nunmehr die Bewertung zu Tageskursen als neuer Wertmaßstab und damit als Grundlage der Berechnungen. Damit stellt der Vermögensbegriff nunmehr auf den tatsächlichen Marktwert der gehaltenen Bestände ab. Vgl. Deutsche Bundesbank (1995), Statistische Sonderveröffentlichung 4, August.

³⁶ Vgl. Deutsche Bundesbank (1995), Statistische Sonderveröffentlichung 4, August, S. 24.

Bemerkenswert erscheint, daß das Geldvermögen der Nichtbanken in Deutschland in den vergangenen zwanzig Jahren erheblich zugenommen hat. In diesem beträchtlichen und kontinuierlichen Geldvermögensaufbau kommt dem Verhalten der Privaten Haushalte eine dominierende Rolle zu. Dahinter steckt eine international vergleichsweise hohe Sparneigung, die wohl unter anderem auch eine positive Folge der niedrigen Inflationsrate ist. In zunehmendem Maß haben zu dem Aufbau des privaten Geldvermögens auch die Kapitalerträge beigetragen.

Tabelle 1:

Entwicklung des Bruttogeldvermögens und seiner Bestandteile im Zeitablauf*)

Stand am Jahresende, in Mrd DM

Jahr	Bruttogeldvermögen					Summe
	Private Haushalte	Unternehmen ¹⁾	Versicherungen	Bauspar-kassen	Investment-fonds ²⁾	
1975	942.9	433.1	159.7	86.3	27.1	1649.0
1976	1049.0	477.5	179.1	94.2	30.4	1830.3
1977	1159.0	519.3	200.5	101.5	33.8	2014.2
1978	1259.6	574.4	224.1	111.1	37.2	2206.4
1979	1366.5	611.0	251.9	121.9	40.6	2392.0
1980	1483.5	657.3	281.2	132.3	44.0	2598.3
1981	1605.4	725.4	314.0	142.0	62.4	2849.2
1982	1758.0	788.8	349.4	148.0	80.8	3125.0
1983	1890.9	872.8	386.4	154.0	99.2	3403.2
1984	2044.0	948.9	425.9	158.8	117.6	3695.2
1985	2214.7	1057.3	469.0	158.8	136.0	4035.8
1986	2361.4	1105.7	515.9	155.6	154.4	4292.9
1987	2443.5	1090.4	562.8	153.6	172.8	4423.1
1988	2635.9	1224.7	612.9	154.0	191.2	4818.7
1989	2832.2	1425.4	666.7	158.6	209.6	5292.5
1990	3187.2	1593.5	824.6	165.8	228.0	5999.3
1991	3467.4	1714.3	898.5	175.9	274.4	6530.4
1992	3723.0	1848.5	981.9	190.3	294.6	7038.3
1993	4099.1	2067.1	1154.2	205.3	394.3	7920.0
1994	4320.0	2197.8	1207.1	216.5	454.7	8396.2

Quelle: Deutsche Bundesbank. – * Gerundete Werte, ab 1990 gesamtdeutsche Zahlen. – 1 Ohne Wohnungswirtschaft. – 2 Teilweise interpolierte Werte.

IV. Empirie

Versuche, den Einfluß des Vermögens in der Geldnachfrage quantitativ "abzugreifen", sind, wie bereits erwähnt, nicht neu. Die überwiegende Zahl entsprechender Studien bezieht sich allerdings auf den Fall der USA. Erste Papiere stammen von Stedry sowie Bronfenbrenner und Mayer. Zu nennen sind weiterhin die Arbeiten von Meltzer, Brunner und Meltzer, Laidler und Chow.³⁷ In neuerer Zeit haben einige Studien erneut zu klären versucht, ob das Einkommen oder das Vermögen die Entwicklung der Geldmenge M1 in den USA besser zu erklären vermag.³⁸

Untersuchungen, die sich nicht auf die USA beziehen, sind weitaus seltener. Eine Reihe von Studien hat gezeigt, daß für Großbritannien die Einbeziehung einer Variablen, die den Einfluß von Finanzinnovationen repräsentiert, und bei weiten Geldmengenaggregaten auch einer Vermögensvariablen durchaus zu langfristig stabilen Geldnachfragefunktionen führen kann, während ohne beide Variablen keine Langfristbeziehung festgestellt werden kann.³⁹ Auch für Italien konnte unter Verwendung des Vermögens eine stabile Langfristbeziehung für das Aggregat M2 nachgewiesen werden.⁴⁰ Für Japan scheint ebenfalls ein derartiger Einfluß des Vermögens feststellbar.⁴¹

Andere Arbeiten haben versucht, das Vermögen in eine Gleichung für die Umlaufgeschwindigkeit zu integrieren.⁴² Für Deutschland findet sich eine frühe Arbeit,

³⁷ Vgl. Stedry (1959), Bronfenbrenner und Mayer (1960), Meltzer (1963), Brunner und Meltzer (1963), Laidler (1966) und Chow (1966).

³⁸ Vgl. hierzu Johannes und Nasseh (1985), Smith (1988) sowie Fields und Hall (1988).

³⁹ Vgl. hierzu Hall, Henry und Wilcox (1987) sowie Brookes, Hall, Henry und Hoggarth (1991). Das Vermögen fand in Schätzungen für M3 und M4 Verwendung.

⁴⁰ Vgl. Angelini, Hendry und Rinaldi (1994).

⁴¹ Die Schätzungen von Ueda (1990) scheinen dies für M2 zu belegen.

⁴² Vgl. Kole und Leahy (1991).

die sich auf die Periode fester Wechselkurse bezieht.⁴³ Neuere Untersuchungen haben die Deutsche Bundesbank und die FED vorgelegt.⁴⁴

Die im zweiten Abschnitt dargelegten Hypothesen legen eine log-lineare Schätzfunktion als Ausgangspunkt der Betrachtungen nahe:

$$(17) \quad m^r = \beta_0 + \beta_1 \cdot i^A + \beta_2 \cdot i^E + \beta_3 \cdot y^r + \beta_4 \cdot w^r + \varepsilon$$

mit den folgenden partiellen Ableitungen

$$(18) \quad \beta_1 < 0, \beta_2 > 0, \beta_3 > 0, \beta_4 > 0$$

Bis auf die beiden Zinssätze bezeichnen kleine Buchstaben logarithmierte Werte, das Suffix r kennzeichnet reale Größen. Mit Ausnahme der Zinsen sind die geschätzten Steigungskoeffizienten damit im Sinne von Elastizitäten interpretierbar.

Die Auswahl der entsprechenden Zeitreihen bedarf einer etwas eingehenderen Erläuterung. Als Geldmengenaggregat (M) wurde M3 gewählt. Dieses Aggregat steht seit 1988 im Zentrum der Geldmengenpolitik der Deutschen Bundesbank. In Portfolioansätzen hängt jede Anlageform von der Eigenverzinsung und der Alternativverzinsung ab.⁴⁵ Die Abkürzung i^E steht für die Eigenverzinsung von M3, i^A für einen repräsentativen Alternativzins, der die Opportunitätskosten und damit Substitutionseffekte widerspiegeln sollte. Ein geeignetes Maß hierfür stellt die Umlaufrendite inländischer Inhaberschuldverschreibungen dar.⁴⁶ Die Eigenverzinsung hingegen wird durch einen konstruierten Zinssatz erfaßt. Hierfür werden die Zinssätze der einzelnen Komponenten

⁴³ Vgl. Bergen (1970).

⁴⁴ Vgl. Deutsche Bundesbank (1995), Monatsbericht Juli, sowie Kole und Meade (1995).

⁴⁵ Denkbar wäre hier auch, daß der Wechselkurs eine Determinante der Geldnachfrage darstellt. Die Ergebnisse diesbezüglicher Untersuchungen der Bundesbank deuten allerdings nicht darauf hin, daß Währungssubstitutionseffekte eine bedeutende Rolle gespielt haben könnten. Aus diesem Grund wird diese Variable aus der weiteren Analyse ausgeklammert. Vgl. Deutsche Bundesbank (1995), Monatsbericht Januar.

⁴⁶ Die Frage nach der adäquaten Opportunitätskostenvariable nimmt besonders in der amerikanischen Literatur breiteren Raum ein. Hafer und Jansen (1991) diskutieren die Frage, ob kurz- oder langfristige Zinsen für die USA bessere Ergebnisse liefern.

gewichtet mit den jeweiligen Anteilen am Aggregat addiert. Für die Eigenverzinsung des Bargelds und der Sichteinlagen wurde ein Wert von Null angesetzt. Als Maß für die Verzinsung der Termingelder wurde der Habenzins für Festgelder mit vereinbarter Laufzeit von einem bis drei Monate einschließlich und einem Anlagebetrag von 100 000 DM bis unter 1 Mio DM herangezogen. Als entsprechendes Maß für die Spareinlagen wurden die Habenzinsen von Spareinlagen mit dreimonatiger Kündigungsfrist gewählt.⁴⁷

Als relevante Skalenvariable werden in empirischen Arbeiten üblicherweise das Bruttosozialprodukt oder das Bruttoinlandsprodukt herangezogen.⁴⁸ Im vorliegenden Fall bezeichnet Y das Bruttoinlandsprodukt, als Vermögensvariable dient das Bruttogeldvermögen (W) in der Abgrenzung des vorangegangenen Kapitels. Offen bleibt die Frage nach dem relevanten Preisindex. Zur Diskussion stehen grundsätzlich der Preisindex des Bruttoinlandsproduktes, der Preisindex der inländischen Verwendung sowie der Preisindex der Lebenshaltung. Da das Bruttoinlandsprodukt als Transaktionsvariable Berücksichtigung findet, erscheint die Verwendung des Deflators des Bruttoinlandsproduktes im Rahmen der vorliegenden Arbeit logisch konsistent.

Wie bereits in Abschnitt II erwähnt, haben allerdings in neuerer Zeit einige Arbeiten für verschiedene Indizes im Rahmen multivariater Kointegrationsmodelle ernstzunehmende Zweifel an der Gültigkeit der Hypothese der Preishomogenität geäußert.⁴⁹ Aus diesem Grund werden nominelle und reale Spezifikationen berücksichtigt. Bruttoinlandsprodukt, Preisniveau und Geldmenge gehen in Form saisonbereinigter Daten in die Untersuchungen

⁴⁷ Damit gilt $i^E = i^{TE} \cdot (TE/M3) + i^{SP} \cdot (SP/M3)$, wobei TE die Termineinlagen, SP die Spareinlagen, sowie i^{TE} und i^{SP} die entsprechenden Zinssätze repräsentieren. Allerdings muß in diesem Zusammenhang darauf verwiesen werden, daß der Habenzins auf Spareinlagen angesichts der wachsenden Bedeutung von Sondersparformen vermutlich nicht mehr die adäquate Verzinsung widerspiegelt.

⁴⁸ Mankiw und Summers (1986) haben allerdings argumentiert, daß die Konsumausgaben im Gegensatz zum Bruttoinlandsprodukt die relevantere Transaktionsgröße darstellen. Eine Reihe von Studien scheint auch für Großbritannien entsprechende Abhängigkeiten gefunden haben. Vgl. hierzu Fisher und Vega (1994).

⁴⁹ Vgl. hierzu die in Abschnitt II zitierte Literatur. Eine genauere Beschreibung der dazu verwendeten Methode von Johansen sowie der Vorgehensweise im Rahmen der Tests findet sich in Anhang 2. Die Methode von Johansen stellt ein adäquates Testverfahren für diese Annahme dar, da sie als einzige den Integrationsgrad der Zeitreihen berücksichtigt.

ein.⁵⁰ Als Untersuchungszeitraum wurde die Periode vom ersten Quartal des Jahres 1975 bis zum vierten Quartal des Jahres 1994 gewählt. Er umfaßt damit genau den Zeitraum, in welchem die Deutsche Bundesbank eine Politik angekündigter Geldmengenziele verfolgt hat. Bis zum zweiten Quartal 1990 handelt es sich um westdeutsche, ab dem dritten Quartal 1990 um gesamtdeutsche Daten.

Aus dem Blickwinkel der Geldtheorie und -politik ist vor allem das langfristige Verhalten nach Beendigung des Anpassungsprozesses ("steady state") von Interesse, da diese in der Regel den Inhalt der ökonomischen Modelle bilden. Daneben ist freilich auch das kurzfristige Verhalten der Wirtschaftssubjekte relevant. Fehlerkorrekturmodelle stellen das geeignete ökonometrische Instrument dar, um die Unterschiede zwischen kurzfristiger Dynamik und langfristigem Gleichgewicht herauszuarbeiten und beides miteinander zu verknüpfen.⁵¹ Das "Error Correction"-Modell (EC-Modell) wurde nicht zuletzt deshalb gewählt, weil einige Arbeiten zeigen, daß diese Modelle anderen Alternativen wie beispielsweise "Buffer-Stock"-Ansätzen eindeutig überlegen scheinen.⁵² Darüber hinaus wurde nachgewiesen, daß das EC-Modell mit einem Optimierungsverhalten der Wirtschaftssubjekte vereinbar ist.⁵³

Bei der Wahl des ökonometrischen Schätzprozederes spielen die statistischen Eigenschaften der Zeitreihen eine zentrale Rolle. Erweisen sich die verwendeten Zeitreihen als integrierte Prozesse, so können herkömmliche Regressionsverfahren zum Problem der sogenannten "spurious regressions" führen.⁵⁴ Die Stationaritätseigenschaft wird üblicherweise anhand von "Augmented Dickey-Fuller-Tests" (ADF-Test) überprüft. Im

⁵⁰ Die Verwendung saisonbereinigter Daten anstelle von Ursprungswerten (und entsprechenden Saisondummies) ist in der Literatur nicht unumstritten. Vorbehalte gegenüber der Verwendung saisonbereinigter Daten wurden beispielsweise von Ericsson, Hendry und Trinh (1994) geäußert.

⁵¹ Die Herleitung eines Fehlerkorrekturmodelles aus einem allgemeinen dynamischen Ansatz findet sich in Anhang 3.

⁵² Siehe hierzu Muscatelli (1989).

⁵³ Vgl. Nickell (1985).

⁵⁴ Vgl. Granger und Newbold (1974).

gewichtet mit den jeweiligen Anteilen am Aggregat addiert. Für die Eigenverzinsung des Bargelds und der Sichteinlagen wurde ein Wert von Null angesetzt. Als Maß für die Verzinsung der Termingelder wurde der Habenzins für Festgelder mit vereinbarter Laufzeit von einem bis drei Monate einschließlich und einem Anlagebetrag von 100 000 DM bis unter 1 Mio DM herangezogen. Als entsprechendes Maß für die Spareinlagen wurden die Habenzinsen von Spareinlagen mit dreimonatiger Kündigungsfrist gewählt.⁴⁷

Als relevante Skalenvariable werden in empirischen Arbeiten üblicherweise das Bruttosozialprodukt oder das Bruttoinlandsprodukt herangezogen.⁴⁸ Im vorliegenden Fall bezeichnet Y das Bruttoinlandsprodukt, als Vermögensvariable dient das Bruttogeldvermögen (W) in der Abgrenzung des vorangegangenen Kapitels. Offen bleibt die Frage nach dem relevanten Preisindex. Zur Diskussion stehen grundsätzlich der Preisindex des Bruttoinlandsproduktes, der Preisindex der inländischen Verwendung sowie der Preisindex der Lebenshaltung. Da das Bruttoinlandsprodukt als Transaktionsvariable Berücksichtigung findet, erscheint die Verwendung des Deflators des Bruttoinlandsproduktes im Rahmen der vorliegenden Arbeit logisch konsistent.

Wie bereits in Abschnitt II erwähnt, haben allerdings in neuerer Zeit einige Arbeiten für verschiedene Indizes im Rahmen multivariater Kointegrationsmodelle ernstzunehmende Zweifel an der Gültigkeit der Hypothese der Preishomogenität geäußert.⁴⁹ Aus diesem Grund werden nominelle und reale Spezifikationen berücksichtigt. Bruttoinlandsprodukt, Preisniveau und Geldmenge gehen in Form saisonbereinigter Daten in die Untersuchungen

⁴⁷ Damit gilt $i^E = i^{TE} \cdot (TE/M3) + i^{SP} \cdot (SP/M3)$, wobei TE die Termineinlagen, SP die Spareinlagen, sowie i^{TE} und i^{SP} die entsprechenden Zinssätze repräsentieren. Allerdings muß in diesem Zusammenhang darauf verwiesen werden, daß der Habenzins auf Spareinlagen angesichts der wachsenden Bedeutung von Sondersparformen vermutlich nicht mehr die adäquate Verzinsung widerspiegelt.

⁴⁸ Mankiw und Summers (1986) haben allerdings argumentiert, daß die Konsumausgaben im Gegensatz zum Bruttoinlandsprodukt die relevantere Transaktionsgröße darstellen. Eine Reihe von Studien scheint auch für Großbritannien entsprechende Abhängigkeiten gefunden haben. Vgl. hierzu Fisher und Vega (1994).

⁴⁹ Vgl. hierzu die in Abschnitt II zitierte Literatur. Eine genauere Beschreibung der dazu verwendeten Methode von Johansen sowie der Vorgehensweise im Rahmen der Tests findet sich in Anhang 2. Die Methode von Johansen stellt ein adäquates Testverfahren für diese Annahme dar, da sie als einzige den Integrationsgrad der Zeitreihen berücksichtigt.

ein.⁵⁰ Als Untersuchungszeitraum wurde die Periode vom ersten Quartal des Jahres 1975 bis zum vierten Quartal des Jahres 1994 gewählt. Er umfaßt damit genau den Zeitraum, in welchem die Deutsche Bundesbank eine Politik angekündigter Geldmengenziele verfolgt hat. Bis zum zweiten Quartal 1990 handelt es sich um westdeutsche, ab dem dritten Quartal 1990 um gesamtdeutsche Daten.

Aus dem Blickwinkel der Geldtheorie und -politik ist vor allem das langfristige Verhalten nach Beendigung des Anpassungsprozesses ("steady state") von Interesse, da diese in der Regel den Inhalt der ökonomischen Modelle bilden. Daneben ist freilich auch das kurzfristige Verhalten der Wirtschaftssubjekte relevant. Fehlerkorrekturmodelle stellen das geeignete ökonometrische Instrument dar, um die Unterschiede zwischen kurzfristiger Dynamik und langfristigem Gleichgewicht herauszuarbeiten und beides miteinander zu verknüpfen.⁵¹ Das "Error Correction"-Modell (EC-Modell) wurde nicht zuletzt deshalb gewählt, weil einige Arbeiten zeigen, daß diese Modelle anderen Alternativen wie beispielsweise "Buffer-Stock"-Ansätzen eindeutig überlegen scheinen.⁵² Darüber hinaus wurde nachgewiesen, daß das EC-Modell mit einem Optimierungsverhalten der Wirtschaftssubjekte vereinbar ist.⁵³

Bei der Wahl des ökonometrischen Schätzprozederes spielen die statistischen Eigenschaften der Zeitreihen eine zentrale Rolle. Erweisen sich die verwendeten Zeitreihen als integrierte Prozesse, so können herkömmliche Regressionsverfahren zum Problem der sogenannten "spurious regressions" führen.⁵⁴ Die Stationaritätseigenschaft wird üblicherweise anhand von "Augmented Dickey-Fuller-Tests" (ADF-Test) überprüft. Im

⁵⁰ Die Verwendung saisonbereinigter Daten anstelle von Ursprungswerten (und entsprechenden Saisondummies) ist in der Literatur nicht unumstritten. Vorbehalte gegenüber der Verwendung saisonbereinigter Daten wurden beispielsweise von Ericsson, Hendry und Tranh (1994) geäußert.

⁵¹ Die Herleitung eines Fehlerkorrekturmodelles aus einem allgemeinen dynamischen Ansatz findet sich in Anhang 3.

⁵² Siehe hierzu Muscatelli (1989).

⁵³ Vgl. Nickell (1985).

⁵⁴ Vgl. Granger und Newbold (1974).

vorliegenden Fall wird zusätzlich der Phillips-Perron-Test (PP-Test) verwendet. Die untenstehende Tabelle gibt die Resultate dieser Schätzungen wider.⁵⁵

Tabelle 2: Ergebnisse der Stationaritätstests

Variable	Niveau			Differenzen			Interpretation
	Spezifikation	ADF	PP	Spezifikation	ADF	PP	
m	c, t, 0	- 1.96	- 1.93	c, 0	- 8.85	- 8.91	I (1)
m ^r	c, t, 0	- 1.75	- 1.40	c, 0	- 6.52	- 9.74	I (1)
i ^A	c, 1	- 2.92	- 2.93	c, 0	- 6.12	- 6.11	?
i ^E	c, 1	- 2.23	- 2.16	c, 0	- 4.96	- 4.81	I (1)
y	c, t, 3	- 1.95	- 1.87	c, 1	- 5.61	- 10.2	I (1)
y ^r	c, t, 0	- 1.24	- 1.46	c, 0	- 9.86	- 9.86	I (1)
w	c, t, 2	- 2.43	- 2.84	c, 0	- 5.87	- 6.08	I (1)
w ^r	c, t, 2	- 3.18	- 2.94	c, 0	- 8.38	- 8.44	I (1)
p	c, t, 4	- 1.43	- 1.37	c, 0	- 11.0	- 11.1	I (1)

Bemerkung: Im Rahmen der Spezifikation bezeichnet die Zahl die Anzahl verzögerter endogener Variablen, c steht für eine Konstante, t für einen Zeittrend.⁵⁶ Die Beurteilung der Nullhypothese erfolgt anhand der kritischen Werte nach MacKinnon (1991) für ein Signifikanzniveau von fünf Prozent, die Nullhypothese lautet auf Nichtstationarität. Alle Niveauschätzungen außer den Zinssätzen mit Zeittrend, alle Differenzschätzungen ohne Zeittrend.

⁵⁵ Autokorrelation in einer Zeitreihe, so haben verschiedene Arbeiten gezeigt, kann im Rahmen von Dickey-Fuller-Tests zu Verzerrungen des Testniveaus führen. Die Nullhypothese einer Einheitswurzel wird dann zu selten abgelehnt. Die sogenannte "Augmented Form" des Dickey-Fuller-Tests (ADF-Test) beinhaltet deshalb im Gegensatz zur einfachen Variante auch verzögerte Endogene, welche die Möglichkeit autokorrelierter Prozesse im Störterm berücksichtigen. Der Phillips-Perron-Test (1988) stellt eine Modifikation des ADF-Tests dar. In diesem Fall wird eine nicht-parametrische Korrektur der Dickey-Fuller-Statistiken (beispielsweise unter Verwendung eines Bartlett-Fensters) durchgeführt.

⁵⁶ Die Hypothese einer Veränderung im Trendverhalten infolge der deutschen Einheit wurde zusätzlich anhand der Vorgehensweise von Perron (1989) überprüft. Es ergaben sich keine Hinweise auf einen derartigen Bruch.

Alle Variablen erweisen sich als integriert erster Ordnung. Damit stellt ein einfaches Differenzieren die Stationarität der Zeitreihen sicher. Einen Grenzfall stellt offensichtlich der Langfristzins dar.⁵⁷ Dies entspricht den unterschiedlichen Ergebnissen der Literatur.⁵⁸ Bemerkenswert ist auch, daß das Vermögen einem I(1)-Prozeß folgt. Spiegelt nämlich das Vermögen überwiegend das Sparverhalten der Haushalte wider und ist diese Ersparnis integriert vom Grade Eins, so wäre für das Vermögen, interpretiert im Sinne kumulierter Ersparnisse, prinzipiell auch ein I(2)-Prozeß vorstellbar.

Ökonomische Zeitreihen sind in den seltensten Fällen orthogonal zueinander. Aus diesem Grund stellt Multikollinearität ein vergleichsweise häufiges Phänomen im ökonomischen Kontext dar.⁵⁹ Im vorliegenden Fall könnten sowohl der weitgehende Gleichlauf der Ertragsraten als auch die simultane Berücksichtigung von Einkommen und Vermögen Kollinearitätsprobleme aufwerfen. Je stabiler der Zusammenhang zwischen den entsprechenden Variablen ist, desto schwieriger läßt sich zwischen den separaten Einflüssen der beiden Größen diskriminieren. Liegt gar eine strenge Proportionalität vor, so sind die partiellen Einflüsse der Variablen nicht schätzbar.⁶⁰ Im Fall imperfekter Multikollinearität können die separaten Einflüsse der einzelnen Determinanten nicht so präzise geschätzt werden, wie bei nicht vorhandener Multikollinearität. Erwähnenswert ist in diesem Zusammenhang, daß in einem solchen Fall die Schätzungen nach wie vor erwartungstreu sind. Auch wird der "overall fit" einer Gleichung in der Regel kaum durch das Vorliegen von Multikollinearität berührt. Aus diesem Grund ist auch kein Einfluß auf die Prognosequalität zu erwarten.⁶¹ Wenn alle Koeffizienten das erwartete Vorzeichen

⁵⁷ Der kritische Wert für einen entsprechenden ADF-Test in Niveaus beträgt rund -2.90.

⁵⁸ Die Ergebnisse von Wolters (1995, S. 155) unterstützen die Hypothese, die (kurzfristigen) Zinsen folgten I(1)-Prozessen. Die gegenteilige Meinung vertritt Lucke (1995).

⁵⁹ Gujarati (1988, S. 298) bemerkt hierzu: "Multicollinearity is a question of degree and not of kind". Um nur ein weiteres Beispiel zu nennen: Wird der Konsum in Abhängigkeit vom Einkommen und vom Vermögen spezifiziert, so ergeben sich analoge Probleme.

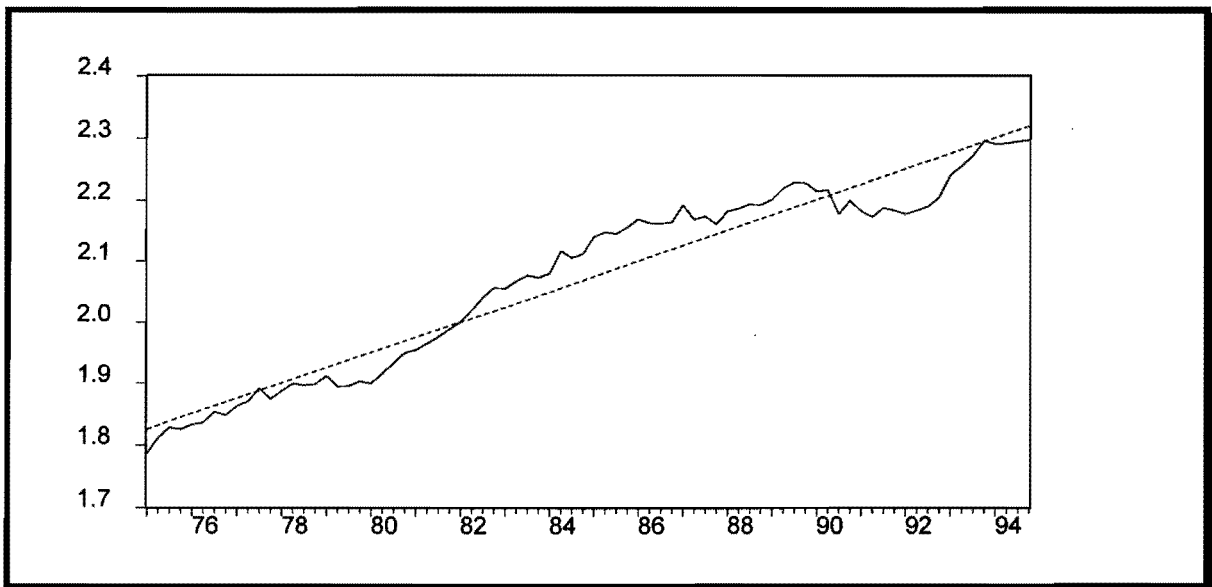
⁶⁰ Technisch ausgedrückt können in diesem Fall die Koeffizienten aus der Schätzung nicht abgeleitet werden, da die Koeffizientenmatrix nicht invertierbar (singulär) ist. Genauere Erläuterungen hierzu finden sich in Anhang 1.

⁶¹ Judge et al. (1980, S. 453) betonen, daß eine Verschlechterung der Prognosequalität nur dann resultiert, wenn die multikollinearen Variablen im Prognosezeitraum einem völlig anderen Muster folgen als in der Schätzperiode.

aufweisen und (individuell) signifikant sind, lässt sich ohnehin auf eher geringe Probleme schließen.

Der Grad an Multikollinearität zwischen Vermögen und Einkommen kann verdeutlicht werden, indem die Differenz zwischen (logarithmiertem) Bruttogeldvermögen und (logarithmiertem) Bruttoinlandsprodukt gebildet wird.⁶² Würde die resultierende Zeitreihe einen gleichbleibenden Anstieg wie die eingefügte Trendgerade aufweisen, so läge perfekte Multikollinearität vor. Die nachstehende Graphik zeigt die Entwicklung im Zeitablauf.

Schaubild 1: Differenz von Bruttogeldvermögen und Bruttoinlandsprodukt (in Logarithmen)



Ganz offensichtlich liegt ein derart stetiger Anstieg nicht vor. Immer wieder sind größere und auch länger andauernde Abweichungen von der Trendentwicklung aufgetreten. Damit ist die Gleichung in der angegebenen Spezifikation prinzipiell schätzbar, fraglich ist lediglich, wie die bereits erläuterten negativen Konsequenzen so gering wie möglich gehalten werden können.

⁶² Dies entspricht der logarithmierten Quote aus Bruttogeldvermögen und Bruttoinlandsprodukt.

Liegt Multikollinearität vor, so wird üblicherweise empfohlen, den Schätzzeitraum auszudehnen. Im vorliegenden Fall würde dies die Einbeziehung des Zeitraums vor 1975 bedeuten. Letzteres wäre allerdings gleichbedeutend mit der Schätzung einer Stichprobe, die zwei völlig verschiedene geldpolitische Régimes beinhaltet. Das ist aus Sicht der ökonomischen Theorie nicht adäquat. Verschiedentlich wird auch unter der Annahme eines stabilen Zusammenhanges zwischen dem Sozialprodukt und dem Vermögen bewußt auf die explizite Berücksichtigung einer Vermögensvariablen verzichtet, um die angesprochenen Multikollinearitätsprobleme zu verringern. Dann mißt der verbleibende Koeffizient allerdings eine Kombination der Einflüsse beider Variablen, was aus theoretischer Sicht ebenfalls unbefriedigend ist. Einige Studien behelfen sich, indem sie eine Transaktionsvariable wählen, die eine weniger hohe Korrelation zum Vermögen aufweist, beispielsweise die Inlandsnachfrage oder den Konsum.⁶³ Für Deutschland ist bisher allerdings noch nicht nachgewiesen, daß eine andere Transaktionsvariable einen besseren Erklärungsgehalt aufweist.

In Portfoliomodellen ist es üblich, das Problem durch die Formulierung relativer Größen zu umgehen. Dies hat den Vorteil, daß die oben geäußerten technischen Probleme, wenn auch nicht ganz ausgeschaltet, so doch stark reduziert werden und die Koeffizienten weiterhin im Sinne der Geldtheorie interpretierbar bleiben. Eine derartige Transformation hätte dann die folgende Form:

$$(19a) \quad m = \beta_0 + \beta_1 \cdot (i^A - i^E) + \beta_2 \cdot y + \beta_3 \cdot w + \varepsilon \quad \text{bzw.}$$

$$(19b) \quad m' = \beta_0 + \beta_1 \cdot (i^A - i^E) + \beta_2 \cdot y' + \beta_3 \cdot w' + \varepsilon$$

Enthält ein Modell mehr als zwei nichtstationäre Variablen, so können zwischen diesen Variablen mehrere stationäre lineare Beziehungen bestehen. Im Extremfall können zwischen n nichtstationären Variablen bis zu $n-1$ (linear unabhängige) Kointegrationsvektoren existieren. Es ist deshalb in einem ersten Schritt notwendig, die Anzahl dieser Langfristbeziehungen zwischen den untersuchten Variablen oder, technisch ausgedrückt, den Rang der Kointegrationsmatrix zu ermitteln. Würden nämlich mehrere kointegrierende Beziehungen existieren, die Schätzung aber (irrtümlicherweise) nur eine einzige derartige Beziehung unterstellen, so würde diese eine Linearkombination

⁶³ Angelini et al. (1994, S. 23) verwenden die Inlandsnachfrage, Brookes et al. (1991, S. 141) ziehen teilweise den Konsum heran.

darstellen, die aus einer Mischung verschiedener Kointegrationsvektoren besteht. Lösungsansätze für ein derartiges Problem sind beispielsweise von Johansen⁶⁴ sowie von Stock und Watson⁶⁵ vorgeschlagen worden. Die nachstehende Tabelle gibt die Ergebnisse entsprechender Tests nach dem Verfahren von Johansen wider.

Tabelle 3: Rang der Kointegrationsmatrix (Trace-Statistik) ⁶⁶

H ₀	H _A	LR-Statistik	95%	99%	Interpretation der Nullhypothese
a) $m, i^A - i^E, y, w$					
$r=0$	$r \geq 1$	50.1	47.2	54.5	verwerfen
$r=$	$r \geq 2$	22.7	29.7	35.7	nicht verwerfen
$r=2$	$r \geq 3$	4.5	15.4	20.0	nicht verwerfen
$r=3$	$r=4$	0.1	3.8	6.7	nicht verwerfen
$m^r, i^A - i^E, y^r, w^r$					
$r=0$	$r \geq 1$	55.8	47.2	54.5	verwerfen
$r=$	$r \geq 2$	19.5	29.7	35.7	nicht verwerfen
$r=2$	$r \geq 3$	7.8	15.4	20.0	nicht verwerfen
$r=3$	$r=4$	0.1	3.8	6.7	nicht verwerfen
b) m, i^A, y, w					
$r=0$	$r \geq 1$	54.9	47.2	54.5	verwerfen
$r=$	$r \geq 2$	26.9	29.7	35.7	nicht verwerfen
$r=2$	$r \geq 3$	9.0	15.4	20.0	nicht verwerfen
$r=3$	$r=4$	0.1	3.8	6.7	nicht verwerfen
m^r, i^A, y^r, w^r					
$r=0$	$r \geq 1$	72.5	47.2	54.5	verwerfen
$r=$	$r \geq 2$	26.2	29.7	35.7	nicht verwerfen
$r=2$	$r \geq 3$	9.7	15.4	20.0	nicht verwerfen
$r=3$	$r=4$	2.6	3.8	6.7	nicht verwerfen

⁶⁴ Vgl. Johansen (1988) und (1991). Es muß an dieser Stelle darauf verwiesen werden, daß der Johansen-Test nicht die Existenz stationärer Variablen zur Vorbedingung hat, da die Johansen-Prozedur implizit einen Test auf Stationarität beinhaltet.

⁶⁵ Vgl. Stock und Watson (1988).

⁶⁶ Schätzung mit drei auf die Dynamik restringierten Dummyvariablen, Ergebnisse auf eine Stelle hinter dem Komma gerundet. Die erste Dummyvariable hat den Wert Eins im dritten Quartal des Jahres 1990, ansonsten den Wert Null. Die zweite Dummyvariable besitzt im vierten Quartal 1993 und im ersten Quartal 1994 den Wert Eins, während die dritte Dummyvariable im vierten Quartal 1994 den Wert Eins annimmt. Vgl. hierzu Deutsche Bundesbank (1995), Monatsbericht Juli.

In allen Fällen besteht bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von fünf Prozent zwischen der Geldmenge, der Zinsdifferenz, dem Bruttoinlandsprodukt und dem Bruttogeldvermögen eine gesicherte Langfristbeziehung. Bemerkenswert ist allerdings, daß verschiedene Schätzungen sich als wenig robust erwiesen.⁶⁷ Zudem erwies sich die Hypothese der Preishomogenität als nicht statistisch gesichert. Es ist allerdings denkbar, daß diese Resultate eher auf einer geringen "Power" der Johansen-Methode beruhen. Insofern erscheint es sinnvoll, an späterer Stelle ergänzende Tests durchzuführen.

Die obigen Ergebnisse implizieren wiederum, daß das weitere Vorgehen sich auf diejenigen Ansätze stützen kann, die für den Fall der Existenz genau einer Kointegrationsbeziehung abgeleitet wurden.⁶⁸ In der Literatur erfreuen sich vor allem zwei derartige Ansätze großer Beliebtheit. Im Rahmen des zweistufigen Schätzansatzes von Engle und Granger⁶⁹ wird zunächst die Langfristbeziehung mittels einer statischen OLS-Regression geschätzt. Erweisen sich die Residuen dieser Schätzung als stationär, so werden sie im zweiten Schritt in das dynamische Modell eingesetzt. Die OLS-Schätzwerte in der Langfristbeziehung sind unter der Nullhypothese nicht normalverteilt. Sie konvergieren allerdings, wie sich zeigen läßt, relativ schnell gegen ihre wahren Werte (sogenannte "Superkonsistenz").⁷⁰ Dennoch kann es vor allem in kleinen Stichproben zu erheblichen Verzerrungen kommen (sogenannter "small sample bias"⁷¹). Daraus resultieren erhebliche Inferenzprobleme. Auch wichtige Tests können dadurch verfälscht werden. Um diese möglicherweise auftretenden Verzerrungen zu vermindern oder zu vermeiden, hat Stock vorgeschlagen, die Kointegrationsparameter und die Parameter der kurzfristigen Dynamik einstufig zu schätzen.⁷² ⁷³ Anhand von Monte-Carlo-Simulationen läßt sich sodann

⁶⁷ Insbesondere im Fall der realen Spezifikation führen bereits geringe Veränderungen in der Laglänge zur Existenz einer zweiten Kointegrationsbeziehung.

⁶⁸ Auf die zusätzliche Annahme der Exogenität wird weiter unten eingegangen.

⁶⁹ Vgl. Engle und Granger (1987).

⁷⁰ Vgl. Stock (1987).

⁷¹ Vgl. hierzu Banerjee et al. (1986) und Stock (1988).

⁷² Vgl. Stock (1987), S. 6 f.

⁷³ Unter der Nullhypothese ist der Fehlerkorrekturterm integriert, die Langfristkoeffizienten sind mithin nicht normalverteilt. Zur Durchführung von Koeffiziententests wird daher üblicherweise auf eine Bewley-Transformation zurückgegriffen. Vgl. hierzu Hansen (1993), S. 142 ff. und Banerjee et al. (1993), S. 53 ff. Eine ausführliche Darstellung findet sich in Anhang 3.

nachweisen, daß der "small sample bias" für kleine Stichproben deutlich geringer ausfällt. Diese Ergebnis wird allerdings von späteren Arbeiten in Frage gestellt. Sie verweisen darauf, daß die Qualität der Schätzergebnisse stark von den Eigenschaften des datengenerierenden Prozesses abhängen.⁷⁴ Darüber hinaus erweist sich der auftretende Simultanitätsbias dann als vergleichsweise unproblematisch, wenn das Bestimmtheitsmaß der Langfristgleichung in der Nähe von Eins liegt.⁷⁵ Das ist im vorliegenden Fall für alle Schätzungen erfüllt. Aus diesen Gründen kann auf das zweistufige Schätzverfahren von Engle und Granger zurückgegriffen werden. Damit ergibt sich die folgende Schätzgleichung:

$$(20a) \quad \alpha_1(L)\Delta m_t = [\beta_0 \cdot m + \beta_1 + \beta_2(i^A - i^E) + \beta_3 y + \beta_4 w]_{t-1} + \alpha_2(L)\Delta(i^A - i^E)_t + \alpha_3(L)\Delta y_t + \alpha_4(L)\Delta w_t + \varepsilon_t$$

wobei der Term in den eckigen Klammern die in der ersten Stufe geschätzte Langfristbeziehung ausdrückt und die $\alpha_i(L)$ Polynome im Lagoperator L darstellen. Die Signifikanz des Kointegrationsterms wird, wie bereits weiter oben erwähnt, anhand des t -Wertes des Fehlerkorrekturterms beurteilt.⁷⁶ Im vorliegenden Fall ergeben sich die folgenden Resultate:⁷⁷

⁷⁴ Vgl. Engle und Yoo (1987, 1991).

⁷⁵ Vgl. Davidson und MacKinnon (1993), S. 724.

⁷⁶ Da residuengestützte Stationaritätstests allerdings, bedingt durch die sogenannte "common factor restriction" eine geringe Güte besitzen, wird in neuerer Zeit das Vorliegen von Kointegration anhand des t -Wertes für den Fehlerkorrekturterm im dynamischen Ansatz beurteilt. Vgl. hierzu Kremers, Ericsson und Dolado (1992).

⁷⁷ Nicht-signifikante Variablen wurden eliminiert. Ein Vergleich der Ergebnisse ähnlich gelagerter Schätzungen mit den entsprechenden Werten, die sich für eine Schätzung bis einschließlich des zweiten Quartals des Jahres 1990 ergeben, findet sich in Deutsche Bundesbank (1995), Monatsbericht Juli.

Tabelle 4: Schätzungen von Fehlerkorrekturmodellen

Schätzung mit Zinsdifferenz in nominellen Einheiten:

$$\Delta m_t = \underset{(3.36)}{0.21} \cdot \Delta m_{t-1} + \underset{(1.73)}{0.07} \cdot \Delta m_{t-4} + \underset{(-3.39)}{(-0.16)} \cdot [m_{t-1} - 0.16 + 0.50 \cdot (i^A - i^E)_{t-1} - 0.75 \cdot y_{t-1} - 0.29 \cdot w_{t-1}] \\ + \underset{(2.51)}{0.16} \cdot \Delta y_t - \underset{(-3.06)}{0.21} \cdot \Delta y_{t-1} + \underset{(7.28)}{0.56} \cdot \Delta w_t + \underset{(11.3)}{0.10} \cdot \text{Dummy1} + \underset{(2.99)}{0.01} \cdot \text{Dummy2} - \underset{(-2.32)}{0.02} \cdot \text{Dummy3}$$

$$R_k^2 = 0.87, \text{SER} = 0.006, \text{AR}(8) = 1.32, \text{White} = 0.80, \text{ARCH}(8) = 0.66$$

Schätzung mit Langfristzins in nominellen Einheiten:

$$\Delta m_t = \underset{(3.44)}{0.21} \cdot \Delta m_{t-1} + \underset{(1.67)}{0.07} \cdot \Delta m_{t-4} + \underset{(-3.56)}{(-0.17)} \cdot [m_{t-1} - 0.17 + 0.35 \cdot i^A_{t-1} - 0.78 \cdot y_{t-1} - 0.27 \cdot w_{t-1}] \\ + \underset{(2.41)}{0.16} \cdot \Delta y_t - \underset{(-3.23)}{0.23} \cdot \Delta y_{t-1} + \underset{(7.59)}{0.57} \cdot \Delta w_t + \underset{(11.4)}{0.10} \cdot \text{Dummy1} + \underset{(3.02)}{0.01} \cdot \text{Dummy2} - \underset{(-2.41)}{0.02} \cdot \text{Dummy3}$$

$$R_k^2 = 0.87, \text{SER} = 0.006, \text{AR}(8) = 1.20, \text{White} = 0.79, \text{ARCH}(8) = 0.60$$

Schätzung mit Zinsdifferenz in realen Einheiten:

$$\Delta m_r_t = \underset{(3.35)}{0.20} \cdot \Delta m_r_{t-1} + \underset{(-3.01)}{(-0.14)} \cdot [m_r_{t-1} + 0.47 + 0.52 \cdot (i^A - i^E)_{t-1} - 0.73 \cdot y_{r,t-1} - 0.35 \cdot w_{r,t-1}] \\ + \underset{(1.87)}{0.13} \cdot \Delta y_{r,t} - \underset{(-3.32)}{0.24} \cdot \Delta y_{r,t-1} + \underset{(7.28)}{0.60} \cdot \Delta w_{r,t} - \underset{(-1.98)}{0.16} \cdot \Delta p_t + \underset{(11.2)}{0.10} \cdot \text{Dummy1} + \underset{(3.09)}{0.01} \cdot \text{Dummy2} \\ - \underset{(-2.19)}{0.02} \cdot \text{Dummy3} + \underset{(1.20)}{0.05} \cdot \Delta m_r_{t-4}$$

$$R_k^2 = 0.88, \text{SER} = 0.007, \text{AR}(8) = 1.65, \text{White} = 0.83, \text{ARCH}(8) = 0.63$$

Schätzung mit Langfristzins in realen Einheiten:

$$\Delta m_r_t = \underset{(3.39)}{0.21} \cdot \Delta m_r_{t-1} + \underset{(1.14)}{0.05} \cdot \Delta m_r_{t-4} + \underset{(-3.05)}{(-0.14)} \cdot [m_r_{t-1} + 0.51 + 0.31 \cdot i^A_{t-1} - 0.75 \cdot y_{r,t-1} - 0.34 \cdot w_{r,t-1}] \\ + \underset{(1.73)}{0.12} \cdot \Delta y_{r,t} - \underset{(-3.45)}{0.25} \cdot \Delta y_{r,t-1} + \underset{(8.56)}{0.61} \cdot \Delta w_{r,t} - \underset{(-1.90)}{0.15} \cdot \Delta p_t + \underset{(11.3)}{0.10} \cdot \text{Dummy1} + \underset{(3.14)}{0.01} \cdot \text{Dummy2} \\ - \underset{(-2.27)}{0.02} \cdot \text{Dummy3}$$

$$R_k^2 = 0.88, \text{SER} = 0.007, \text{AR}(8) = 1.50, \text{White} = 0.90, \text{ARCH}(8) = 0.57$$

R_k^2 = korrigiertes Bestimmtheitsmaß, SER = Standardfehler der Regression, AR = Breusch-Godfrey-Test auf Autokorrelation⁷⁸, White = White-Test auf Heteroskedastizität⁷⁹, ARCH = ARCH-Test⁸⁰, in Klammern die t-Werte der Koeffizienten.

⁷⁸ Vgl. hierzu Breusch (1978) sowie Godfrey (1978).

⁷⁹ Vgl. hierzu White (1980).

⁸⁰ Vgl. hierzu Engle (1982).

Zunächst zeigen die Residuen die gewünschten Eigenschaften eines Gaußschen Fehlerterms. Die Resultate der Schätzungen deuten ferner darauf hin, daß sowohl das Einkommen als auch das Vermögen Determinanten der Geldnachfrage darstellen. In beiden Fällen tragen die Variablen in der langen Frist die erwarteten positiven Vorzeichen und plausible Größenordnungen. Zudem sind sie individuell signifikant.⁸¹ Die Anpassung an dieses Gleichgewicht beträgt rund fünfzehn Prozent pro Quartal. Die Zinssemielastizität als Maß für die Opportunitätskosten besitzt das erwartete negative Vorzeichen, der Wert ist allerdings in beiden Fällen relativ gering und eher schwach abgesichert. Die beiden oberen Gleichungen zeigen zudem, daß bei Einbeziehung des Vermögens von Preishomogenität in der langen Frist ausgegangen werden darf; wie die unteren Gleichungen zeigen, gilt dies allerdings nicht in der kurzen Frist. Als überraschender bewertet werden muß das Ergebnis, daß im Rahmen der Schätzung der langfristigen Geldnachfragefunktion die Summe der Einkommens- und Vermögenselastizitäten rund Eins ergibt - ein Phänomen, welches im Rahmen der Schätzungen von Produktionsfunktionen üblicherweise als "constant returns to scale" bezeichnet wird.⁸² Dies ist gleichbedeutend mit der Eigenschaft der linearen Homogenität der Geldmenge in bezug auf das Einkommen und das Vermögen. Mit anderen Worten: für ein gegebenes Zinsniveau läßt ein Anstieg des Einkommens und des Vermögens um dieselbe Rate auch die Geldmenge um diese Rate wachsen. Schließlich erweisen sich alle Dummyvariablen als signifikant.⁸³

Die Ergebnisse von Kointegrationstests können nicht zwischen den verschiedenen Möglichkeiten der kausalen Interpretation diskriminieren. Dazu sind ergänzende Tests notwendig. Im Gegensatz zum Johansen-Ansatz, in dem jede Variable als endogen betrachtet wird, unterstellt der Stock-Ansatz Exogenität der Rechthandvariablen. Engle, Hendry und Richard zufolge werden drei Arten von Exogenität unterschieden: "schwach", "stark" und "super".⁸⁴ Je nachdem, welche Form von Exogenität erfüllt ist, ergeben sich

⁸¹ Dies wurde anhand einer zusätzlichen Fully-Modified-OLS-Schätzung nachgewiesen, auf die nicht näher eingegangen werden soll.

⁸² Dieses Resultat stimmt mit dem Modell von Tobin (1969) überein. Bemerkenswert an diesem Resultat ist die Tatsache, daß sich die Gleichung in einen Portfolioansatz überführen läßt. Denn wenn vereinfachend $m = \alpha \cdot y + (1 - \alpha) \cdot w$ gilt, folgt $m - w = \alpha \cdot (y - w)$ und damit entlogarithmiert $M / W = \alpha \cdot (Y / W)$. Und diese Spezifikation entspricht einer Schätzung in Portfolioanteilen.

⁸³ Es wäre gerade im Rahmen von Kointegrationsmodellen denkbar, den Niveaueffekten dadurch Rechnung zu tragen, daß auch Dummyvariablen in die Langfristbeziehung eingefügt werden. Diese erwiesen sich jedoch als insignifikant.

⁸⁴ Vgl. hierzu Engle, Hendry und Richard (1983).

Möglichkeiten für Hypothesentests (bei schwacher Exogenität), für Prognosen (bei starker Exogenität) und Simulationen (bei Super-Exogenität).⁸⁵ Nur wenn die Rechthandvariablen der Bedingung schwacher Exogenität genügen, ist es ausreichend, eine Geldnachfragefunktion als Einzelgleichung zu schätzen. Ansonsten müßte ein ganzes System mit entsprechenden Gleichungen für jede Rechthandvariable formuliert und geschätzt werden. Um diese Hypothese zu überprüfen, ist es üblich, das System nach den Veränderungen der Rechthandvariablen umzuformen und die Exogenität dann anhand der Nichtsignifikanz des Fehlerkorrekturterms in den entsprechenden Gleichungen zu bestimmen. Dies kann beispielsweise anhand eines Lagrange-Multiplikator-Tests durchgeführt werden.⁸⁶ Erweist sich der Fehlerkorrekturterm nur in der Fehlerkorrekturgleichung für die Geldnachfrage als signifikant, in allen anderen Gleichungen jedoch nicht, so kann daraus geschlossen werden, daß Anpassungen an Ungleichgewichte über die Geldnachfrage erfolgen.

Wird ein derartiges Verfahren auf das vorliegende System angewandt, so erweist sich unter Verwendung der Zinsdifferenz in beiden Spezifikationen der Anpassungskoeffizient der Langfristbeziehung in der ersten Gleichung als signifikant ($\chi^2=12.8$, Prob=0.003 bzw. $\chi^2=12.7$, Prob=0.004), allerdings muß die Hypothese der Nichtsignifikanz auch für alle anderen Gleichungen verworfen werden ($\chi^2=89.9$, Prob=0.0000 bzw. $\chi^2=106.7$, Prob=0.0000). Wird hingegen mit dem Langfristzins als Opportunitätskostenvariable und in nominellen Einheiten geschätzt, so erweist sich der Koeffizient des Fehlerkorrekturterms in der Geldnachfragegleichung als signifikant ($\chi^2=13.8$, Prob=0.0002), während er sich in allen anderen Gleichungen nicht signifikant von Null unterscheidet ($\chi^2=0.76$, Prob=0.38). Analoges gilt im Fall der realen Spezifikation ($\chi^2=4.16$, Prob=0.03 bzw. $\chi^2=0.12$, Prob=0.73). Daraus läßt sich schließen, daß durch die Verwendung des Eigenzinses die Annahme der Exogenität in der Geldnachfrage verletzt wird. Wird hingegen die Geldnachfrage in Abhängigkeit vom langfristigen Zins modelliert, so scheint ein Einzelgleichungsansatz ausreichend.⁸⁷ Die geschätzte Relation kann dann als

⁸⁵ Besonderes Interesse verdient dabei das Vorliegen von Superexogenität. Ist diese Eigenschaft gegeben, so kann das Modell für Simulationen von geldpolitischen Szenarien zu verwenden, ohne dabei Gefahr zu laufen, daß die Parameter durch das jeweilige geldpolitische Regime beeinflusst werden und damit der LUCAS-Kritik zu unterliegen.

⁸⁶ Siehe hierzu Hansen (1993), S. 194 ff. und auch Boswijk (1994). Nach Hansen (1993, S. 148) ist auch ein approximativer F-Test denkbar.

⁸⁷ Damit erscheint auch die von der Deutschen Bundesbank gewählte Vorgehensweise gerechtfertigt. Vgl. hierzu Deutsche Bundesbank (1995), Monatsbericht Juli, S. 19-37.

Geldnachfragefunktion interpretiert werden, Anpassungen an Ungleichgewichtssituationen erfolgen über die Geldmenge.

V. Die Bedeutung des Vermögens für die Umlaufgeschwindigkeit

Die Schätzung des Fehlerkorrekturmodelles hat das Ergebnis zur Folge, daß die Summe der Einkommens- und Vermögenselastizitäten einen Wert von rund Eins ergab. Dieses Resultat hat auch Auswirkungen auf die Entwicklung des Trends in der Umlaufgeschwindigkeit, wie die folgenden Überlegungen zeigen. Dazu wird von einer entsprechenden Geldnachfragefunktion in nomineller und logarithmierter Form ausgegangen:

$$(21) \quad m = \beta_0 + \beta_1 \cdot i^A + \beta_2 \cdot y + \beta_3 \cdot w + \varepsilon$$

Wird nun das obige Ergebnis eingesetzt, so gilt $\beta_2 + \beta_3 = 1$ bzw. $\beta_3 = 1 - \beta_2$. Dann folgt

$$(22) \quad m = \beta_0 + \beta_1 \cdot i^A + y + (1 - \beta_2) \cdot (w - y) + \varepsilon$$

Die logarithmierte Form der Quantitätstheorie lautet

$$(23) \quad m = y - v$$

Werden beide Beziehungen gleichgesetzt, so folgt nach einigen Vereinfachungen:

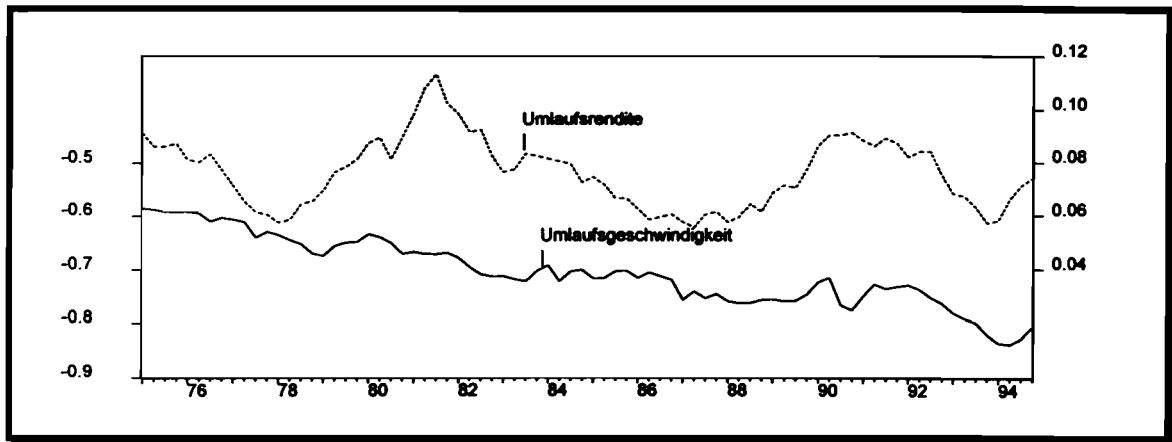
$$(24) \quad v = -\beta_0 - \beta_1 \cdot i^A - (1 - \beta_2) \cdot (w - y) - \varepsilon$$

Damit sind die beiden Faktoren identifiziert, die zu Veränderungen in der (logarithmierten) Umlaufgeschwindigkeit führen: Zum einen sind dies Veränderungen der Ertragsrate auf alternative Anlagen, vorausgesetzt, die Geldnachfrage erweist sich als zinselastisch ($\beta_1 \neq 0$). Zum andern tragen hierzu Veränderungen im Verhältnis von (logarithmiertem) Vermögen und (logarithmiertem) Einkommen bei, sofern β_2 , der Wert der (reinen) Einkommenselastizität, von Eins verschieden ist.

Ein fallender Trend in der Umlaufgeschwindigkeit kann unter diesen Bedingungen auf einen andauernden Anstieg der Zinsvariablen oder auf einen dauerhaft höheren Anstieg des

Vermögens gegenüber dem Einkommen zurückzuführen sein. Wie das folgende Schaubild zeigt, weist die Umlaufrendite zwar längere Phasen gleichgerichteter Veränderungen, aber kein derartiges Trendverhalten über den gesamten Beobachtungszeitraum auf.

Schaubild 2: Logarithmierte Umlaufgeschwindigkeit und Umlaufrendite im Zeitablauf



Quelle: Deutsche Bundesbank, eigene Berechnungen.

Dies deutet auf eine Dominanz des zweiten Faktors hin. Keinen Erklärungsgehalt hätte diese Determinante lediglich dann, wenn entweder das (logarithmierte) Vermögen genau dem (logarithmierten) Einkommen entspräche und/oder der Wert von β_2 , der (reinen) Einkommenselastizität gleich Eins wäre. Beide Bedingungen sind nach den Ergebnissen der vorliegenden Studie nicht gegeben. Aus diesem Grund ist die Ableitung eines Trendwachstums für die Umlaufgeschwindigkeit auch in Zukunft erforderlich. Am Prozedere der Geldmengenzielableitung ändert sich damit im Grundsatz nichts. Sollen allerdings die weiter oben abgeleiteten Resultate zu Vorhersagen über das künftige Verhalten der Umlaufgeschwindigkeit herangezogen werden, so wäre, ergänzend zur bisherigen Praxis, neben der Schätzung des Produktionspotentials auch eine Vorausschätzung für das (Potential-) Geldvermögen notwendig.

VI. Geldpolitische Implikationen

Eine Politik, die sich auf eine Kontrolle des Geldangebotes stützt, muß - will sie einen Prozeß des "trial and error" vermeiden - anhand einer genauen Kenntnis der Geldnachfrage und ihrer Determinanten fundiert werden. Werden der Geldnachfrage portfoliotheoretische Überlegungen zugrunde gelegt - und dies scheint begründet -, so muß der Einfluß des Vermögens Berücksichtigung finden. Die vorliegende Arbeit hat versucht, einen derartigen Einfluß für Deutschland nachzuweisen.

Basierend auf einer Geldvermögensgröße führte die Einbeziehung dieser Variablen zu den erwarteten Vorzeichen und plausiblen Größenordnungen. Zudem erwiesen sich die Koeffizienten als statistisch gesichert. Der stationäre Residualterm deutet auf die Existenz einer langfristigen Gleichgewichtsrelation hin, die das Vermögen ebenfalls einschließt. Werden die Ergebnisse der Geldnachfrageschätzungen auf ein einfaches Modell für die Umlaufgeschwindigkeit übertragen, so stellt sich ein trendmäßiger Rückgang der Umlaufgeschwindigkeit ($\Delta v < 0$) dann ein, wenn das Wachstum des Vermögens das Wachstum des Bruttoinlandsprodukts übersteigt ($\Delta(w - y) > 0$) und die langfristige Einkommenselastizität der Geldnachfrage kleiner als Eins ist. Beide Bedingungen scheinen für Deutschland gegeben. Eine mögliche Ursache hierfür könnte in einer zunehmenden Bedeutung der Rolle des Geldes als Wertaufbewahrungsmittel liegen.

Die Signifikanz des Vermögens in der Geldnachfrage impliziert damit keinen grundlegenden Strategiewechsel bei der Ableitung von Geldmengenzielen. Gleichwohl könnten die Ergebnisse der vorliegenden Studie in den Schätzungen für das Verhalten der Umlaufgeschwindigkeit Berücksichtigung finden. In diesem Sinne wäre sogar denkbar, daß die verschiedentlich für andere Länder festgestellten Instabilitäten der Umlaufgeschwindigkeit durch die vorliegende Arbeit eine neue Interpretation finden.

Anhang

Anhang 1: Zur Problematik der Multikollinearität

Diese Methode versucht zu errechnen, wie stark die Varianz eines geschätzten Koeffizienten durch das Vorliegen von Multikollinearität erhöht wird. Ein hoher Varianz-Inflations-Faktor (VIF) zeigt an, daß die Multikollinearität die geschätzte Varianz des Koeffizienten tatsächlich "aufgebläht" und damit zu einem geringeren t-Wert geführt hat. Wird zur Illustration vom Fall der Drei-Variablen-Regression ausgegangen, so gilt:

$$(1) \quad Y = \alpha + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \varepsilon$$

Die Varianzen der geschätzten Steigungskoeffizienten errechnen sich nach den folgenden Formeln:⁸⁸

$$(2) \quad \text{var}(\beta_i) = \frac{\sigma^2}{\sum (x_i)^2 (1 - r_{x_1, x_2}^2)}$$

wobei $\sum x_i^2 = \sum (X_i - \bar{X})^2$ und r_{x_1, x_2}^2 das Bestimmtheitsmaß einer Regression von X_1 auf X_2 darstellt. Liegt keine Korrelation zwischen den X_i vor (Fall der Orthogonalität), so beträgt der Wert des Korrelationskoeffizienten Null und es würde gelten:

$$(3) \quad \text{var}(\beta_i^{orth}) = \frac{\sigma^2}{\sum (x_i)^2}$$

Ein Maß für die Erhöhung der Varianz infolge des Vorliegens von Multikollinearität besteht nun darin, das Verhältnis der Varianzen im Fall von Multikollinearität und im Fall der Orthogonalität (unter der Annahme eines konstanten $\sum x_i^2$) zu bilden. Dann gilt:

$$(4) \quad VIF = \frac{\text{var}(\beta_i)}{\text{var}(\beta_i^{orth})} = \frac{\sigma^2}{\sum (x_i)^2 (1 - r_{x_1, x_2}^2)} \cdot \frac{\sum (x_i)^2}{\sigma^2} = \frac{1}{(1 - r_{x_1, x_2}^2)}$$

⁸⁸ Johnston (1986), S. 247 ff. und Judge et al. (1980), S. 461 ff.

VI. Geldpolitische Implikationen

Eine Politik, die sich auf eine Kontrolle des Geldangebotes stützt, muß - will sie einen Prozeß des "trial and error" vermeiden - anhand einer genauen Kenntnis der Geldnachfrage und ihrer Determinanten fundiert werden. Werden der Geldnachfrage portfoliotheoretische Überlegungen zugrunde gelegt - und dies scheint begründet -, so muß der Einfluß des Vermögens Berücksichtigung finden. Die vorliegende Arbeit hat versucht, einen derartigen Einfluß für Deutschland nachzuweisen.

Basierend auf einer Geldvermögensgröße führte die Einbeziehung dieser Variablen zu den erwarteten Vorzeichen und plausiblen Größenordnungen. Zudem erwiesen sich die Koeffizienten als statistisch gesichert. Der stationäre Residualterm deutet auf die Existenz einer langfristigen Gleichgewichtsrelation hin, die das Vermögen ebenfalls einschließt. Werden die Ergebnisse der Geldnachfrageschätzungen auf ein einfaches Modell für die Umlaufgeschwindigkeit übertragen, so stellt sich ein trendmäßiger Rückgang der Umlaufgeschwindigkeit ($\Delta v < 0$) dann ein, wenn das Wachstum des Vermögens das Wachstum des Bruttoinlandsprodukts übersteigt ($\Delta(w - y) > 0$) und die langfristige Einkommenselastizität der Geldnachfrage kleiner als Eins ist. Beide Bedingungen scheinen für Deutschland gegeben. Eine mögliche Ursache hierfür könnte in einer zunehmenden Bedeutung der Rolle des Geldes als Wertaufbewahrungsmittel liegen.

Die Signifikanz des Vermögens in der Geldnachfrage impliziert damit keinen grundlegenden Strategiewechsel bei der Ableitung von Geldmengenzielen. Gleichwohl könnten die Ergebnisse der vorliegenden Studie in den Schätzungen für das Verhalten der Umlaufgeschwindigkeit Berücksichtigung finden. In diesem Sinne wäre sogar denkbar, daß die verschiedentlich für andere Länder festgestellten Instabilitäten der Umlaufgeschwindigkeit durch die vorliegende Arbeit eine neue Interpretation finden.

Anhang

Anhang 1: Zur Problematik der Multikollinearität

Diese Methode versucht zu errechnen, wie stark die Varianz eines geschätzten Koeffizienten durch das Vorliegen von Multikollinearität erhöht wird. Ein hoher Varianz-Inflations-Faktor (VIF) zeigt an, daß die Multikollinearität die geschätzte Varianz des Koeffizienten tatsächlich "aufgebläht" und damit zu einem geringeren t-Wert geführt hat. Wird zur Illustration vom Fall der Drei-Variablen-Regression ausgegangen, so gilt:

$$(1) \quad Y = \alpha + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \varepsilon$$

Die Varianzen der geschätzten Steigungskoeffizienten errechnen sich nach den folgenden Formeln:⁸⁸

$$(2) \quad \text{var}(\beta_i) = \frac{\sigma^2}{\sum (x_i)^2 (1 - r_{x_1, x_2}^2)}$$

wobei $\sum x_i^2 = \sum (X_i - \bar{X})^2$ und r_{x_1, x_2}^2 das Bestimmtheitsmaß einer Regression von X_1 auf X_2 darstellt. Liegt keine Korrelation zwischen den X_i vor (Fall der Orthogonalität), so beträgt der Wert des Korrelationskoeffizienten Null und es würde gelten:

$$(3) \quad \text{var}(\beta_i^{\text{orth}}) = \frac{\sigma^2}{\sum (x_i)^2}$$

Ein Maß für die Erhöhung der Varianz infolge des Vorliegens von Multikollinearität besteht nun darin, das Verhältnis der Varianzen im Fall von Multikollinearität und im Fall der Orthogonalität (unter der Annahme eines konstanten $\sum x_i^2$) zu bilden. Dann gilt:

$$(4) \quad VIF = \frac{\text{var}(\beta_i)}{\text{var}(\beta_i^{\text{orth}})} = \frac{\sigma^2}{\sum (x_i)^2 (1 - r_{x_1, x_2}^2)} \cdot \frac{\sum (x_i)^2}{\sigma^2} = \frac{1}{(1 - r_{x_1, x_2}^2)}$$

⁸⁸ Johnston (1986), S. 247 ff. und Judge et al. (1980), S. 461 ff.

Ein Korrelationskoeffizient von Eins zeigt perfekte Multikollinearität an ($VIF = \infty$), während ein Korrelationskoeffizient von Null keine Multikollinearität anzeigt ($VIF = 1$). Nimmt der Korrelationskoeffizient beispielsweise einen Wert von 0.9 an, ergibt sich ein VIF von 10, was bedeutet, daß der Schätzfehler der entsprechenden Variable auf das Zehnfache angestiegen ist. Für diese Methode existieren keine exakten kritischen Werte zur Beurteilung der empirischen Relevanz von Multikollinearität; eine nicht unerhebliche Rolle spielt hierbei die Zahl der unabhängigen Variablen. Während einige Autoren einen Wert von Fünf angeben, bevorzugen andere einen Wert von Zehn, insbesondere dann, wenn mehr als nur zwei Rechthandvariablen vorliegen.

Anhang 2: Die Methode von Johansen

Den Ausgangspunkt der Betrachtungen von Johansen bildet ein vektorautoregressives System der folgenden Form:⁸⁹

$$(1a) \quad x_t = \Pi_1 x_{t-1} + \dots + \Pi_k x_{t-k} + \varepsilon_t \quad \text{mit} \quad t=1, 2, \dots, T$$

wobei x_t ein Vektor mit p Variablen und ε_t ein $(p \times 1)$ Vektor von Störtermen ist. Die Π_i sind $(p \times p)$ Koeffizientenmatrizen. ε - so wird weiterhin angenommen - besitze die Eigenschaften eines Gauß'schen Fehlertermes. Der Vollständigkeit halber sei vermerkt, daß die obige Gleichung sich jederzeit um einen Vektor, der konstante Terme enthält, erweitern läßt. Sie würde dann wie folgt lauten:

$$(1b) \quad x_t = \mu + \Pi_1 x_{t-1} + \dots + \Pi_k x_{t-k} + \varepsilon_t$$

Da die meisten ökonomischen Zeitreihen integriert der Ordnung Eins sind, beschränkt sich der vorliegende Anhang auf (nichtstationäre) Prozesse erster Ordnung.⁹⁰ Im Rahmen solcher Prozesse läßt sich der Vektor x_t aus Gleichung (1) in der folgenden allgemeinen Error-Correction-Form darstellen:

$$(2) \quad \Delta x_t = \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_k \Delta x_{t-k+1} + \Pi x_{t-k} + \varepsilon_t$$

wobei $\Gamma_i = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_i$ mit $i=1 \dots k-1$ und $\Pi = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k)$. Von besonderer Bedeutung ist nun die Matrix Π . Denn der Rang r dieser Matrix entspricht genau der Anzahl linearer und unabhängiger Kointegrationsbeziehungen unter den Variablen, die der Vektor x_t enthält. Weist sie einen Rang von Null auf (Fall 1), so ergibt sich genau das Standardmodell einer Vektorautoregression in ersten Differenzen ohne Error-Correction-Term. Besitzt sie hingegen vollen Rang (Fall 2), so sind alle Variablen im Vektor x bereits im Niveau stationär. Dann muß die Schätzung in Niveaus durchgeführt werden. Möglich ist nun aber auch, daß der Rang der Matrix einen Wert zwischen Null und dem vollen Rang annimmt (Fall 3, $0 < r < p$). Infolgedessen ist es für das weitere Vorgehen wichtig, diesen

⁸⁹ Vgl. hierzu Johansen (1988), Johansen (1991), Johansen (1992), Johansen und Juselius (1990) sowie Johansen und Juselius (1991).

⁹⁰ Nichtstationäre Prozesse zweiter Ordnung werden in Johansen (1992) behandelt.

Rang und damit die Anzahl der Kointegrationsbeziehungen zu bestimmen. Wird nun angenommen, daß die Matrix den Rang r hat, während der volle Rang p betragen würde, so impliziert dies, daß in diesem Fall $p-r$ lineare nichtstationäre Beziehungen und r lineare und stationäre Beziehungen bestehen. Π wird nunmehr in zwei ($p \times r$) Matrizen α und β zerlegt, so daß:

$$(3) \quad \Pi = \alpha \beta'$$

Die obengenannte Beziehung lautet nun:

$$(4) \quad \Delta x_t = \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_k \Delta x_{t-k+1} + \alpha \beta' x_{t-k} + \varepsilon_t$$

wobei α die Gewichtsmatrix ("*loading matrix*") und β die Kointegrationsmatrix darstellt. Beide Matrizen haben den Rang von r . Die ersten r Zeilen von β geben dabei die r verschiedenen Kointegrationsvektoren an, während die Elemente von α die Gewichte der verschiedenen Kointegrationsvektoren in den verschiedenen Gleichungen angeben und damit die Anpassungsgeschwindigkeit an das Gleichgewicht anzeigen. Da beide Matrizen α und β denselben Rang wie die Ursprungsmatrix Π haben, genügt es, im weiteren die Matrix β zu überprüfen.

Johansen hat nun zwei Likelihood-Ratio-Tests vorgeschlagen, mit denen auf den Rang der Kointegrationsmatrix getestet werden kann.⁹¹ Beide Verfahren testen die Nullhypothese der Existenz von q oder weniger Kointegrationsvektoren ($r \leq q$) gegen eine spezielle Form der Alternativhypothese.⁹² Übersteigt die Teststatistik die kritischen Werte, so wird die Nullhypothese verworfen.

Der erste Test wird als "Trace-Test" bezeichnet. Er testet die Nullhypothese, daß höchstens r (also r oder weniger) unterschiedliche Kointegrationsvektoren vorliegen.

$$(5) \quad Q(\text{Trace}) = T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

⁹¹ Details finden sich in Johansen (1988, 1991) sowie Johansen und Juselius (1990).

⁹² Vgl. Sauer (1992), S. 344.

wobei die Eigenwerte $\hat{\lambda}_p \dots \hat{\lambda}_{r+1}$ die niedrigsten quadrierten kanonischen Korrelationen zwischen den Niveau-Residuen R_{1t} und den Residuen in der ersten Differenz R_{0t} sind. Letztere werden ermittelt, indem der Variablenvektor sowohl im Niveau x_{t-k} als auch in den ersten Differenzen Δx_t auf die zeitverzögerten Differenzen des Vektors $\Delta x_{t-1} \dots \Delta x_{t-k+1}$ regressiert wird. Die Anzahl signifikanter Korrelationen entspricht dann der Anzahl der Kointegrationsbeziehungen.

Der zweite, sogenannte λ_{\max} -Test ("*maximum eigenvalue statistic*") überprüft die Hypothese von maximal r Kointegrationsvektoren gegenüber der Alternative von $r+1$ Kointegrationsvektoren.

$$(6) \quad Q(\lambda_{\max}) = T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

Johansen hat gezeigt, daß die beiden Tests keine Standardverteilung unter der Nullhypothese haben. In Johansen (1988), in Johansen und Juselius (1990) sowie in Osterwald-Lenum (1992) wurden jedoch mit Hilfe von Monte-Carlo-Simulationen kritische Werte ermittelt und angegeben.

Die Annahme der Preishomogenität kann ebenfalls anhand der Vorgehensweise von Johansen getestet werden. Dabei wird zunächst die Anzahl der Kointegrationsvektoren bestimmt. Anschließend kann untersucht werden, ob die geschätzten Elastizitäten ihren theoretischen Werten entsprechen. Dies geschieht, indem die Koeffizienten auf die Geldmengen Zahlen normiert werden. In der Folge können Hypothesentests durchgeführt werden, indem dem Kointegrationsvektor zunächst Restriktionen auferlegt werden, die dann im nächsten Schritt getestet werden. Die Teststatistik folgt dann einer Chi-Quadrat-Verteilung mit $r \cdot s$ Freiheitsgraden, wobei r für die Anzahl der Kointegrationsvektoren und s für die Anzahl der auferlegten Restriktionen steht.

Anhang 3: Die Herleitung des Fehlerkorrekturmodelles und des modifizierten Fehlerkorrekturmodelles

Den Ausgangspunkt bildet eine allgemeine dynamische Beziehung mit Verzögerungen zwischen zwei Variablen. Es gelte die folgende allgemeine Form:⁹³

$$(1) \quad y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot y_{t-1} + \beta_0 \cdot x_t + \beta_1 \cdot x_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{mit } |\alpha_1| < 1 \text{ und } \varepsilon_t \approx N(0, \sigma^2)$$

Dieses Modell beinhaltet eine Vielzahl von Spezialfällen, die durch das Setzen von Parameterrestriktionen erreicht werden können ("nested model"). So resultiert beispielsweise

- a) das statische Regressionsmodell, wenn $\alpha_1 = 0, \beta_1 = 0$
- b) das Modell der partiellen Anpassung, wenn $\beta_1 = 0$
- c) das Differenzenmodell, wenn $\alpha_1 = 1, \beta_1 = -\beta_0$

Eine weitverbreitete Umformung des Modelles stellt das Fehlerkorrekturmodell dar. Wird auf beiden Seiten die um eine Periode verzögerte Linkhandvariable subtrahiert, so gilt:

$$(2) \quad y_t - y_{t-1} = \alpha_0 + (\alpha_1 - 1) \cdot y_{t-1} + \beta_0 \cdot x_t + \beta_1 \cdot x_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{und damit}$$

$$(4) \quad \Delta y_t = \alpha_0 + \beta_0 \cdot \Delta x_t + (\alpha_1 - 1) \cdot \left[y_{t-1} + \left(\frac{\beta_0 + \beta_1}{\alpha_1 - 1} \right) \cdot x_{t-1} \right] + \varepsilon_t \quad \text{bzw.}$$

$$(5) \quad \Delta y_t = \alpha_0 + \beta_0 \cdot \Delta x_t + (\alpha_1 - 1) \cdot \left[y_{t-1} - \left(\frac{\beta_0 + \beta_1}{1 - \alpha_1} \right) \cdot x_{t-1} \right] + \varepsilon_t \quad \text{da } |\alpha_1| < 1 \text{ gilt.}$$

und da $|\alpha_1| < 1$ muß folglich $(\alpha_1 - 1)$ negativ sein, damit eine Anpassung erfolgt. Die Anpassung äußert sich dergestalt, daß sich y_t in Richtung auf das langfristige Gleichgewicht bewegt. Je näher $(\alpha_1 - 1)$ am Wert von Eins liegt, umso schneller erfolgt die Anpassung. Darüber hinaus zeigt sich, daß im langfristigen Gleichgewicht, bei dem alle Veränderungsraten gleich Null gesetzt werden können ("steady state"), das Fehlerkorrekturmodell exakt auf die Kointegrationsbeziehung reduziert werden kann.

⁹³ Vgl. Hansen (1993), S. 142 ff.

Um die Standardabweichungen und t-Tests der Koeffizienten der Langfristbeziehung abzuleiten, empfiehlt sich die Schätzung der sogenannten "Bewley-Transformation". Dazu wird wiederum die Ausgangsgleichung verwendet:

$$(1) \quad y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot y_{t-1} + \beta_0 \cdot x_t + \beta_1 \cdot x_{t-1} + \varepsilon_t$$

und zunächst $\alpha_1 y_t$, dann $\beta_0 x_{t-1}$ subtrahiert und schließlich durch $(1 - \alpha_1)$ dividiert. Dann folgt:

$$(5) \quad y_t = \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1} - \frac{\alpha_1}{1 - \alpha_1} \cdot (y_t - y_{t-1}) + \frac{\beta_0}{1 - \alpha_1} \cdot (x_t - x_{t-1}) + \left(\frac{\beta_1 + \beta_0}{1 - \alpha_1} \right) \cdot x_{t-1} + \frac{\varepsilon_t}{1 - \alpha_1} \quad \text{bzw.}$$

$$(6) \quad y_t = \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1} - \frac{\alpha_1}{1 - \alpha_1} \cdot \Delta y_t + \frac{\beta_0}{1 - \alpha_1} \cdot \Delta x_t + \left(\frac{\beta_1 + \beta_0}{1 - \alpha_1} \right) \cdot x_{t-1} + \frac{\varepsilon_t}{1 - \alpha_1}$$

Da allerdings - wie die Ausgangsgleichung zeigt - Δy_t mit dem Störterm korreliert und damit die Methode der Ordinary Least Squares zu inkonsistenten Ergebnissen führt, muß diese Gleichung mit Hilfe des Instrumentalvariablenansatzes geschätzt werden.⁹⁴

⁹⁴ Siehe hierzu Wickens und Breusch (1988) und auch Banerjee (1993).

Literaturverzeichnis

- Amano, R.A. und Wirjanto, T.S., The Dynamic Demand for Money in Germany, Japan and the United Kingdom, Bank of Canada, Working Paper 93-10.
- Angelini, P.; Hendry, D.F. und Rinaldi, R. (1994), An Econometric Analysis of Money Demand in Italy, Temi di Discussione del Servizio Studi, Number 219, (March), Banca d' Italia.
- Banerjee, A.; Dolado, J.J.; Galbraith, J.W. und Smith, G. (1986), Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics through Static Models: Some Monte Carlo Evidence, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 48, S. 253-277.
- Banerjee, A.; Dolado, J.J.; Galbraith, J.W. und Hendry, D.W. (1993), Co-Integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data, Oxford University Press.
- Baumol, W.J. (1952), The Transactions Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach, Quarterly Journal of Economics, Vol. 66, November, S. 545-556.
- Bergen, V. (1970), Theoretische und empirische Untersuchungen zur längerfristigen Geldnachfrage in der Bundesrepublik Deutschland (1950-1967), J.C.B. Mohr (Paul Siebeck) Tübingen.
- Biefang-Frisancho Mariscal, I.; Trautwein, H-M.; Howells, P.; Arestis, P. und Hagemann, H. (1995), Financial Innovation and the Long-Run Demand for Money in the United Kingdom and in Germany, Weltwirtschaftliches Archiv, Heft 2, Band 131, S. 302-325.
- Blinder, A.S. und Solow, R.M. (1974), Analytical Foundations of Fiscal Policy, in: The Economics of Public Finance, The Brookings Institution, Washington D.C., S. 3-115.
- Bomberger, W.A. (1993), Income, Wealth and Household Demand for Deposits, American Economic Review, September, S. 1034-1044.
- Boschen, J.F. und Mills, L.O. (1995), Tests of Long-Run Neutrality using Permanent and Real Shocks, Journal of Monetary Economics, Vol. 35, S. 25-44.

- Boswijk, P. (1994), Lagrange-Multiplier Tests for Weak Exogeneity: A Synthesis", Tinbergen Institute, University of Amsterdam.
- Boughton, J. (1981), Recent Instability of the Demand for Money: An International Perspective, Southern Economic Journal, Vol. 47, S. 579-597.
- Boughton, J. (1991a), Money Demand in Five Major Industrialized Countries: Estimating and Interpreting Error Correction Models, in: Taylor, M.P. (ed.): "Money and Financial Markets", Oxford, Basil Blackwell., S. 109-129.
- Boughton, J. (1991b), Long-Run Money Demand in Large Industrial Countries, IMF Staff Papers, Vol. 38, S. 1-32.
- Boughton, J. (1992), International Comparisons of Money Demand, Open Economies Review, Vol. 3, S. 323-343.
- Boughton, J. und Tavalas, G.S. (1991), What Have We Learned about Estimating the Demand for Money: A Multicountry Evaluation of some New Approaches, IMF Working Paper 91/16.
- Breusch, T.S. (1978), Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models, Australian Economic Papers, Vol. 17, S. 334-355.
- Bronfenbrenner, M. und Mayer, T. (1960), Liquidity Functions in the American Economy, Econometrica, Vol. 28, October, S. 810-834.
- Brookes, M.; Hall, S.; Henry, B. und Hoggarth, G. (1991), Modelling Broad and Narrow Money: A Study using Cointegration, in: Taylor, M.P. (ed.), Money and Financial Markets, Basil Blackwell, Cambridge, S. 130-148.
- Brunner, K. und Meltzer, A.H. (1993), Money and the Economy Issues in Monetary Analysis, Raffaele Mattioli Lectures, Banca Commerciale Italiana, Milano, Italy.
- Callen, T. (1991), Estimates of Private Sector Wealth, Research Discussion Paper, RDP 9109, Reserve Bank of Australia.

- Cassard, M.; Lane, T. und Masson, P.R. (1994), ERM Money Supplies and the Transition to EMU, IMF Working Paper 94/1, Washington D.C..
- Chow, G.C. (1966), On the Long-Run and Short-Run Demand for Money, Journal of Political Economy, Vol. 74 (April), S. 111-131.
- Chow, G. C. (1996), The Lagrange Method of Optimization with Applications to Portfolio and Investment Decisions, Journal of Economic Dynamics & Control, Vol. 20, Jan.-March 1996, S. 1-18.
- Darnell, A. (1994), A Dictionary of Econometrics, Edward Elgar, Aldershot, England.
- Davidson, R. und MacKinnon, J.G. (1993), Estimation and Inference in Econometrics, Oxford University Press.
- Deutsche Bundesbank (1987), Private Sach- und Geldvermögensbildung und ihre Finanzierung, Monatsbericht August, S. 41-46.
- Deutsche Bundesbank (1992), Die Entwicklung des Geld- und Sachvermögens westdeutscher privater Haushalte in den letzten zwanzig Jahren, Monatsbericht April, S. 14-20.
- Deutsche Bundesbank (1993), Zur Vermögenssituation der privaten Haushalte in Deutschland, Monatsbericht Oktober, S. 19-32.
- Deutsche Bundesbank (1994), Entwicklung und Bedeutung der Geldanlage in Investmentzertifikaten, Monatsbericht Oktober, S. 49-63.
- Deutsche Bundesbank (1994), Ergebnisse der gesamtwirtschaftlichen Finanzierungsrechnung für Westdeutschland 1960 bis 1992, Sonderdruck, November.
- Deutsche Bundesbank (1995), Geldnachfrage und Währungssubstitution in Europa, Monatsbericht Januar, S. 33-49.
- Deutsche Bundesbank (1995), Die gesamtwirtschaftlichen Finanzierungsströme in Deutschland im Jahre 1994, Monatsbericht Mai, S. 17-43.

Deutsche Bundesbank (1995), Überprüfung des Geldmengenziels und Neuordnung der Mindestreserve, Monatsbericht Juli, S. 19-37.

Deutsche Bundesbank (1995), Ergebnisse der gesamtwirtschaftlichen Finanzierungsrechnung für Deutschland 1990 bis 1994, Statistische Sonderveröffentlichung 4, August.

Deutsche Bundesbank (1995), Die Geldpolitik der Bundesbank, Sonderveröffentlichung, Oktober.

Dickey, D.A und Fuller, W.A. (1979): "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root". Journal of the American Statistical Association, Vol. 74, S. 427-431.

Dickey, D.A. und Fuller, W.A. (1981): "Likelihood Ratio Tests for Autoregressive Time Series with a Unit Root". Econometrica, Vol. 49, S. 1057-1072.

Engle, R.F. (1982), Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of UK Inflation, Econometrica, Vol. 50, No. 4, S. 987-1007.

Engle, R.F.; Hendry, D.F. und Richard, J.-F. (1983), Exogeneity, Econometrica, Vol. 51 (2), S. 277-304.

Engle, R.F. und Granger, C.W.J. (1987), Co-Integration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing, Econometrica, Vol. 55, No. 2 (March), S. 251-276.

Engle, R.F. und Yoo, B.S. (1987), Forecasting and Testing in Co-Integrated Systems, Journal of Econometrics, Vol. 35, S. 143-159.

Engle, R.F. und Granger, C.W.J. (1991), Introduction, in: Engle, R.F. und Granger, C.W.J. (eds.), Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration, Oxford University Press, Oxford, S. 1-15.

Engle, R.F. und Yoo; B.S. (1991), Cointegrated Economic Time Series: A Survey with New Results, in: Engle, R.F. und Granger, C.W.J. (eds.), Long-Run Economic

- Relationships: Readings in Cointegration, Oxford University Press, Oxford, Chapter 12.
- Epps, T.W. und Pulley, L.B. (1983), A Test for Normality based on the Empirical Characteristic Functions, *Biometrika*, Vol. 70, S. 723-726.
- Ericsson, N.R.; Hendry, D.F. und Tran, H.-A. (1994), Cointegration, Seasonality, Encompassing and the Demand for Money in the United Kingdom, in: Hargreaves, C.P. (ed), *Nonstationary Time Series Analysis and Cointegration*, Oxford University Press, S. 179-224.
- Falk, M. und Funke, N. (1995), The Stability of Money Demand in Germany and in the EMS: Impact of German Unification, *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 3, S. 470-488.
- Fields, T.W. und Hall, T.E. (1988), Income or Wealth in Money Demand, *Southern Economic Journal*, October, S. 1039-1042.
- Fisher, I. (1922), *Die Kaufkraft des Geldes*, Deutsche Übersetzung von: *The Purchasing Power of Money* (1911), Verlag wissenschaftlicher Verleger, Berlin und Leipzig.
- Fisher, P.G. und Vega, J.L. (1993), An Empirical Analysis of M4 in the United Kingdom, Bank of England, Working Paper No 21.
- Friedman, B.M. (1985), Crowding Out or Crowding In ? Evidence on Debt Equity Substitutability, Harvard Institute of Economic Research, Discussion Paper No. 1144.
- Friedman, M. (1956), The Quantity Theory of Money, A Restatement, in: Friedman, M. (ed.), *Studies in the Quantity Theory of Money*, Chicago University Press, S. 3-21.
- Friedman, M. (1957), A Theory of the Consumption Function, National Bureau of Economic Research, New York.
- Friedman, M. (1959), The Demand for Money: Some Theoretical and Empirical Results, *Journal of Political Economy*, Vol. 67, August, S. 327-351.
- Friedman, M. (1979), Die Quantitätstheorie, in: Badura, J. und Issing, O. (Hrsg.), *Geldtheorie*, Gustav Fischer Verlag, Stuttgart, S. 12-35.

- Gerlach, S. (1994), German Unification and the Demand for German M3, BIS Working Paper No. 21.
- Godfrey, L.G. (1978), Testing Against General Autoregressive and Moving Average Error Models when the Regressors Include Lagged Dependent Variables, *Econometrica*, Vol. 48, S. 1293-1302.
- Goldfeld, S.M. und Sichel, D.E. (1990), The Demand for Money, in: Friedman, B.E. und Hahn, F.H. (eds.), *Handbook of Monetary Economics, Volume I*, Elsevier Science Publishers, S. 299-356.
- Granger, C.W.J. und Newbold, P. (1974), Spurious Regressions in Econometrics, *Journal of Econometrics*, Vol. 2, S. 111-120.
- Granger, C.W.J. und Weiss, A.A. (1983), Time Series Analysis of Error Correcting Models, in: Karlin, S., Amemiya, T. und Goodman, L. A. (eds.), *Studies in Econometrics, Time Series and Multivariate Statistics*, New York Academic Press.
- Gujarati, D.N. (1988), *Basic Econometrics*, second edition, McGraw-Hill International Editions, Singapore.
- Gurley, J.G. and Shaw, E.S. (1960), *Money in a Theory of Finance*, Washington D.C., Brookings.
- Hafer, R. W. und Jansen, D.W. (1991), The Demand for Money in the United States: Evidence from Cointegration Tests, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 23, S. 155-168.
- Hall, S.G.; Henry, S.G.B. und Wilcox, J.B. (1987), The Long-Run Determination of the Monetary Aggregates, Bank of England, Discussion Paper No. 41.
- Hansen, G. (1988), Analyse ökonomischer Gleichgewichte und cointegrierter Zeitreihen, *Allgemeines Statistisches Archiv*, Vol. 72, S. 337-358.
- Hansen, G. (1993), *Quantitative Wirtschaftsforschung*, Verlag Franz Vahlen, München.

- Hansen, G. und Kim, J.-R. (1995), The Stability of German Money Demand: Tests of the Cointegration Relation, *Weltwirtschaftliches Archiv*, Band 131, Heft 2, S. 286-301.
- Hansen, H.-J. (1996), Der Einfluß der Zinsen auf den privaten Verbrauch in Deutschland, Diskussionspapier 3/96, Volkswirtschaftliche Forschungsgruppe der Deutschen Bundesbank.
- Hoffman, D.L.; Rasche, R.H. und Tieslau, M.A. (1995), The Stability of Long-Run Money Demand in Five Industrial Countries, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 35, S. 317-339.
- Issing, O. (1991), Einführung in die Geldtheorie, Verlag Franz Vahlen München.
- Issing, O. (1992), Theoretische und empirische Grundlagen der Geldmengenpolitik der Deutschen Bundesbank, *Wirtschaftsdienst*, Jahrgang 72, Heft 10 (Oktober), S. 537-548.
- Issing, O. und Tödter, K.-H (1994): "Geldmenge und Preise im vereinigten Deutschland", Beitrag zur Sitzung des Ausschusses für Geldtheorie und Geldpolitik des Vereins für Socialpolitik am 25. und 26. Februar 1994 in Frankfurt am Main.
- Jarque, C.M. und Bera, A.K. (1980), Efficient Tests for Normality, Homoscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals, *Economic Letters*, Vol. 6, S. 255-259.
- Johannes, J.M. und Nasseh, A.R. (1985), Income or Wealth in Money Demand: An Application of Non-Nested Hypothesis Tests, *Southern Economic Journal*, April, S. 1099-1106.
- Johansen, S. (1988), Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, S. 231-254.
- Johansen, S. (1991), Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models, *Econometrica*, Vol. 59, S. 1551-1580;
- Johansen, S. (1992), An I(2) Cointegration Analysis of the Purchasing Power Parity between Australia and the United States, in: Hargreaves, C.P. (ed.), *Macroeconomic Modelling of the Long Run*, Aldershot: Edward Elgar, S. 229-248.

- Johansen, S. und Juselius, K. (1990), Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - With Application to the Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, S. 169-210.
- Johansen, S. und Juselius, K. (1991), Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK, University of Copenhagen.
- Johnson, H.G. (1962), Monetary Theory and Policy, *American Economic Review*, June, S. 335-384.
- Johnston, J. (1984), *Econometric Methods*, McGraw-Hill Book Company, Singapore.
- Judd, J.P. und Scadding, J.L. (1982), The Search for a Stable Money Demand: A Survey of the Post-1973 Period, *Journal of Economic Literature*, Vol. 20, S. 993-1023.
- Judge, G.C.; Griffiths, W.E.; Carter Hill, R.; Lee, T.-C. (1980), *The Theory and Practice of Econometrics*, John Wiley & Sons, New York.
- Keynes, J.M. (1936), *The General Theory of Employment, Interest and Money*, London, MacMillan.
- Kole, L.S. und Leahy, M.P. (1991), The Usefulness of P* Measures for Japan and Germany, *International Finance Discussion Paper*, Number 414, November, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Kole, L.S. und Meade, E.E. (1995), German Monetary Targeting: A Retrospective View, *Federal Reserve Bulletin*, Volume 81, Number 10 (October), S. 917-931.
- Krämer, J.W. (1995), Schätzung von Geldnachfragefunktionen - zinsgewichtete versus gewöhnliche Geldmengen, *Kieler Arbeitspapier Nr. 673*, Institut für Weltwirtschaft.
- Kremers, J.J.M.; Ericsson, N.R. und Dolado, J.J. (1992), The Power of Cointegration Tests, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 54, No. 3, S. 325-348.
- Kwiatkowski, D.; Phillips, P.C.B.; Schmidt, P. und Shin, Y. (1992), Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root, *Journal of Econometrics*, Vol. 54, S. 159-178.

- Laidler, D.E.W. (1966), Some Evidence on the Demand for Money, *Journal of Political Economy*, Vol. 74, S. 55-68.
- Laidler, D.E.W. (1993), *The Demand for Money - Theories, Evidence, and Problems*, Fourth Edition, Harper Collins College Publishers.
- Lieberman, C. (1980), The Long-Run and Short-Run Demand for Money Revisited, *Journal of Money, Credit and Banking*, February, S. 43-57.
- Lucas, R.E. (1976), Econometric Policy Evaluation: A Critique, *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 1, S. 19-46.
- Lucke, B. (1995), Analysis of West German Macroeconomic Data using Common Trends and Common Cycles (Eine Analyse westdeutscher Makrodaten anhand gemeinsamer Trends und gemeinsamer Zyklen), *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Vol. 214/6 (November), G. Fisher Verlag, Stuttgart, S. 675-696.
- Lütkepohl, H. (1991), Analyse trendbehafteter multipler Zeitreihen, *Allgemeines Statistisches Archiv*, 75, S. 103-123.
- MacKinnon, J.G. (1991), Critical Values for Co-Integration Tests, in: Engle, R.F. und Granger, C.W.J. (eds), *Long-Run Economic Relationships*, Oxford University Press, S. 267-276.
- Mankiw, N.G. und Summers, L.H. (1986), Money Demand and the Effects of Fiscal Policies, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 18, S. 415-429.
- Meltzer, A.H. (1963), The Demand for Money: The Evidence from the Time Series, *Journal of Political Economy*, Vol. 71, S. 219-246.
- Miller, M. und Orr, D. (1966), A Model of the Demand for Money by Firms, *Quarterly Journal of Economics*, August, S. 413-435.
- Muscattelli, V. A. (1989), A Comparison of the 'Rational Expectations' and the 'General-to-Specific-Approaches to Modelling the Demand for M1, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 51 (November), S. 353-375.

- Newey, W. und West, K. (1987), A Simple Positive-Definite Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix, *Econometrica*, Vol. 55, S. 703-708.
- Nickell, S. (1985), Error-Correction, Partial Adjustment and All That: An Expository Note, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 47, S. 119-129.
- Osterwald-Lenum, M. (1992), A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the ML Cointegration Test Statistics, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 54, S. 461-472.
- Patinkin, D. (1965), *Money, Interest and Prices: An Integration of Monetary and Value Theory*, second edition, New York.
- Perron, P. (1989), The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis, *Econometrica*, Vol. 57, S. 1361-1401.
- Perron, P. und Campbell, J. (1993), A Note on Johansen's Cointegration Procedure when Trends are Present, *Empirical Economics*, Vol. 18, S. 777-789.
- Phillips, P.C.B. und Perron, P. (1988), Testing for a Unit Root in Time Series Regression , *Biometrika*, Vol. 75, S. 335-346.
- Read, V. (1996), Sectoral Disaggregation of German M3, Discussion paper 1/96, Economic Research Group of the Deutsche Bundesbank.
- Rüdel, T. (1989), *Kointegration und Fehlerkorrekturmodelle*, Physica-Verlag Heidelberg.
- Sauer, C. (1992), Money Illusion and the Long-Run Demand for Money in Germany, *Konjunkturpolitik*, 38. Jahrgang, Heft 5/6, S. 340-352.
- Scharnagl, M. (1996), Geldmengenaggregate unter Berücksichtigung struktureller Veränderungen an den Finanzmärkten, Diskussionspapier 2/96, Volkswirtschaftliche Forschungsgruppe der Deutschen Bundesbank.
- Schäfer, D. und Bolleyer, R. (1993), *Gebrauchsvermögen Privater Haushalte - Bestände und Käufe 1970 bis 1993*, *Wirtschaft und Statistik*, Heft 8, S. 527-537.

- Schlesinger, H. (1972), Gesamtwirtschaftliche Finanzierungsrechnung und monetäre Analyse, in: Bombach, G. (Hrsg.), Studien zur Geldtheorie und monetäre Ökonometrie, Schriften des Vereins für Socialpolitik, Neue Folge, Band 66, S. 199-220.
- Schwert, G.W. (1989), Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation, Journal of Business & Economic Statistics, Vol. 7, S. 147-158.
- Smith, M.A. (1988), Income or Wealth in Money Demand: Comment, Southern Economic Journal, October, S. 1039-1042.
- Stedry, A.C. (1959), A Note on Interest Rates and the Demand for Money, Review of Economics and Statistics, Vol. 41, August, S. 303-307.
- Stock, J.H. (1987), Asymptotic Properties of Least Square Estimates of Cointegrating Vectors, Econometrica, Vol. 55, S. 1035-1056.
- Stock, J.H. und Watson, M.W. (1988), Testing for Common Trends, Journal of the American Statistical Association, Vol. 83, S. 1097-1107.
- Syring, E.M. (1967), The Role of Human Wealth in Meltzer's Demand Function for Money, Journal of Political Economy, Vol. 75.
- Teigen, R.L. (1979), Die Nachfrage nach Geld, in: Badura, J. und Issing, O. (Hrsg.), Geldtheorie, Gustav Fischer Verlag, Stuttgart, S. 90-110.
- Tobin, J. (1956), The Interest-Elasticity of Transactions Demand for Cash, Review of Economics and Statistics, Vol. 38, August, S. 241-247.
- Tobin, J. (1958), Liquidity Preference as Behaviour towards Risk, Review of Economic Studies, Vol. 25, S. 65-86.
- Tobin, J. (1969), A General Equilibrium Approach to Monetary Theory, Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 1, S. 15-29.

- Trehan, B. (1988), **The Practice of Monetary Targeting: A Case Study of the West German Experience**, *Economic Review of the Federal Reserve Bank of San Francisco*, Spring, S. 30-44.
- Ueda, K. (1990), **Financial Deregulation and the Demand for Money in Japan**, in: Hooper, P.; Johnson, K.H.; Kohn, D.L.; Lindsey, D.E.; Porter, R.D. und Tryon, R. (eds.), **Financial Sectors in Open Economies: Empirical Analysis and Policy Issues**, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- White, H. (1980), **A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heteroscedasticity**, *Econometrica*, Vol. 48, S. 817-838.
- Wickens, M.R. und Breusch, T.S. (1988), **Dynamic Specification, the Long Run and the Estimation of Transformed Regression Models**, *Economic Journal*, Vol. 98 (Conference 1988), S. 189-205.
- Wolters, J. (1992), **Alternative Ansätze zur Messung von Persistenz in ökonomischen Zeitreihen**, *Allgemeines Statistisches Archiv* 75, S. 184-196.
- Wolters, J. (1995), **Kointegration und Zinsentwicklung im EWS - Eine Einführung in die Kointegrationsmethodologie und deren Anwendung**, *Allgemeines Statistisches Archiv* 79, S. 146-169.

Bisher erschienen in der vorliegenden Schriftenreihe:

Mai	1995	Der DM-Umlauf im Ausland	Franz Seitz
Juni	1995	Methodik und Technik der Bestimmung struktureller Budgetdefizite	Gerhard Ziebarth
Juli	1995	Der Informationsgehalt von Derivaten für die Geldpolitik – Implizite Volatilitäten und Wahrscheinlichkeiten	Holger Neuhaus
August	1995	Das Produktionspotential in Ostdeutschland	Thomas Westermann
Februar	1996	Sectoral disaggregation of German M3 *)	Vicky Read
März	1996	Geldmengenaggregate unter Berücksichtigung struktureller Veränderungen an den Finanzmärkten	Michael Scharnagl
März	1996	Der Einfluß der Zinsen auf den privaten Verbrauch in Deutschland	Hermann-Josef Hansen
Mai	1996	Market Reaction to Changes in German Official Interest Rates *)	Daniel C. Hardy
Mai	1996	Die Rolle des Vermögens in der Geldnachfrage	Dieter Gerdesmeier

* Nur in englischer Sprache verfügbar.

