



Geldmengenaggregate unter  
Berücksichtigung struktureller  
Veränderungen an den Finanzmärkten  
Michael Scharnagl

Diskussionspapier 2/96  
Volkswirtschaftliche Forschungsgruppe  
der Deutschen Bundesbank

---

März 1996

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

Deutsche Bundesbank, Wilhelm-Epstein-Straße 14, 60431 Frankfurt am Main  
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 3-927951-93-5

# Inhaltsverzeichnis

<b>I. Einleitung</b>	1
<b>II. Definitionen und Eigenschaften von Geldmengenaggregaten</b>	2
1. Der Geldbegriff	2
1.1. Theoretische Ansätze	4
1.2. Empirische Ansätze	5
1.2.1. Schwache Separierbarkeit eines Geldmengenaggregates	5
1.2.2. Stabilität der Geldnachfrage	8
1.2.3. Stabilität der Beziehung zu geldpolitischen Endzielgrößen	9
1.2.4. Kontrollierbarkeit	11
2. Entwicklungen der Geldmengenaggregate und deren Komponenten in Deutschland	12
<b>III. Ökonometrische Methodik</b>	19
1. Schätzung von Langfristbeziehungen	20
2. Tests auf Stabilität	25
2.1. Tests auf Basis der FMOLS-Schätzung	25
2.2. Tests im Rahmen des Johansen-Verfahrens	26
<b>IV. Empirische Analyse</b>	27
1. Test auf schwache Separierbarkeit	28
2. Analyse von Geldnachfragefunktionen	31
2.1. Einheitswurzeltests	34
2.2. Tests auf Rang der Kointegrationsmatrix	35
2.3. Exogenitätsanalyse	36
2.4. Schätzung der Langfristbeziehungen	37
2.5. Stabilitätsanalyse	38
2.5.1. Stabilität der Langfristbeziehung	39
2.5.2. Stabilität der Kurzfristbeziehung	43

<b>3. Zusammenhang mit den Endzielen der Geldpolitik</b>	<b>44</b>
<b>4. Kontrollierbarkeit</b>	<b>46</b>
<b>V. Fazit</b>	<b>48</b>
<b>Literaturverzeichnis</b>	<b>51</b>

## Tabellenverzeichnis

1: Korrelation der Anteile und der Wachstumsraten der Komponenten von M3	14
2: Ergebnisse der Tests auf GARP und auf schwache Separierbarkeit	30
3a: Überblick über ausgewählte Analysen zur deutschen Geldnachfrage (incl. Vereinigung)	32
3b: Überblick über ausgewählte Analysen zur deutschen Geldnachfrage (ohne Vereinigung)	33
4: Tests auf Kointegration nach Johansen (Trace-Statistik)	35
5: Ergebnisse der Exogenitätsanalyse (Johansen)	36
6: Überblick über die Schätzergebnisse für die Langfristparameter	37
7: Tests auf Stabilität der Langfristregressionen auf Basis von FMOLS	43
8: Ergebnisse der Stock-Schätzung	44
9: Dynamische Preisgleichungen in vierten Differenzen	46
10: Prognosefehler incl. Kontrollfehler	47

## **Abbildungsverzeichnis**

1: Laufende und durchschnittliche Anteile der Komponenten an M3	14
2: Wachstumsraten des Bargeldumlaufs, der Sicht-, Termin- und Spareinlagen	15
3: Zeitliche Entwicklung von M1, M1B und M3	16
4: Entwicklung der Sondersparformen relativ zu den Spareinlagen insgesamt	16
5: Termineinlagen und Euroeinlagen	18
6: Kurzfristige Termineinlagen und Umlauf von Bankschuldverschreibungen	18
7: Nutzungskosten für M1 und M3 in Relation zum realen Bruttoinlandsprodukt	29
8a: Rekursive Schätzungen der langfristigen Einkommenselastizitäten (Engle-Granger)	39
8b: Rekursive Schätzungen der langfristigen (Semi-)Zinselastizitäten (Engle-Granger)	40
9a: Stabilitätstest bei M1	41
9b: Stabilitätstest bei M1B	41
9c: Stabilitätstest bei M3	41
9d: Stabilitätstest bei M3EU	42
9e: Stabilitätstest bei M3E	42
10: SupF-Test	43
11: Tatsächliche und prognostizierte Inflationsraten (M3)	47

# Geldmengenaggregate unter Berücksichtigung struktureller Veränderungen an den Finanzmärkten

## I. Einleitung

In den achtziger Jahren mußte eine große Anzahl von Zentralbanken die Strategie der Geldmengensteuerung aufgeben. Der Grund bestand in den meisten Fällen darin, daß die Grundrelationen zwischen Geldmenge, Zinsen, Einkommen und Preisen infolge von strukturellen Änderungen an den Finanzmärkten wie z.B. Finanzinnovationen instabil geworden waren.

In Deutschland ist die Weiterentwicklung der Finanzmärkte in wesentlich ruhigeren Bahnen verlaufen, was in erster Linie auf frühzeitige Deregulierungs- und Liberalisierungsmaßnahmen sowie die Anpassungsfähigkeit des Universalbanksystems an neue Bedürfnisse zurückzuführen ist. Dennoch sind auch in Deutschland wichtige Neuerungen bei Anlageformen aufgetreten, die Auswirkungen auf die Geldpolitik haben können. Zu nennen sind hier insbesondere Euroeinlagen, Commercial Papers, Commercial Deposits, Geldmarktfonds, die Bonifizierung von Spareinlagen sowie Sondersparformen. Diese Innovationen weisen einerseits eine marktorientierte Verzinsung auf, besitzen aber andererseits einen hohen Grad an Liquidität. Damit hat sich die Grenze zwischen Geld und Geldkapital<sup>1</sup> verschoben, die Abgrenzung ist unschärfer geworden. Die Bundesbank berücksichtigt die Euroeinlagen und die Anlagen in Geldmarktfonds von inländischen Nichtbanken in ihrem Aggregat M3 erweitert. Darin spiegelt sich u.a. die Tatsache, daß noch nicht genügend Erfahrungen mit den neuen Anlageinstrumenten vorliegen, die eine sofortige Neuabgrenzung rechtfertigen würden (Geldmarktfonds), bzw. daß der Geldcharakter der Einlagenform nicht eindeutig ist (Euroeinlagen). Sondersparformen und bonifizierte Spareinlagen mit einer dreimonatigen Kündigungsfrist dagegen sind in M3 enthalten und "verzerren" somit direkt dieses Aggregat.

Unabhängig von strukturellen Veränderungen an den Finanzmärkten sind verschiedentlich weitere Erklärungsansätze für mögliche Instabilitäten der Geldnachfrage genannt worden. So postuliert Goodhart's Law bzw. die Lucas-Kritik einen Zusammenhang zwischen der

---

\*Mein Dank gilt R. Fecht, D. Gerdesmeier, B. Landau, K.-H. Tödter von der Deutschen Bundesbank, G. Hansen, J. Kim und H.-E. Reimers für wertvolle Hinweise. Frühere Versionen wurden im Rahmen eines Workshops bei der Deutschen Bundesbank, eines Seminars bei der Bank of England sowie eines Vortrags am Institut für Statistik und Ökonometrie der Universität Kiel vorgestellt. Den Teilnehmern möchte ich für lebhafte Diskussionen danken.

<sup>1</sup>Im Sinne der Bankenstatistik gehört keine der genannten Formen zum Geldkapital, wohl aber im Sinne der Finanzierungsrechnung.

Auswahl eines Aggregates als offizielle Zwischenzielgröße der Geldpolitik und der Instabilität der Nachfrage nach diesem Aggregat (Goodhart (1975)). Zusätzlich sind Instabilitäten möglich aufgrund der deutschen Vereinigung sowie der Gründung des Europäischen Währungssystems und der damit verbundenen Interventionsverpflichtungen.

In der Tat wies der zeitliche Verlauf des Geldmengenaggregates M3 zum Teil sehr erratische Verläufe auf. Vor allem in den letzten Jahren nahm die Volatilität zu. Für eine Politik der Geldmengensteuerung stellt sich damit die Frage, ob M3 noch die geeignete Zielgröße darstellt oder die genannten Innovationen durch Modifikation in der Geldmengenabgrenzung zu berücksichtigen sind (vgl. USA). Die vorliegende Arbeit untersucht diese Fragestellung auf einer theoretischen und empirischen Ebene.

Grundsätzlich kann eine Abgrenzung des Geldbegriffs anhand theoretischer Kriterien oder basierend auf empirischen Befunden erfolgen. Da eine theoretische Definition von Geld nicht eindeutig ist, liegt das Schwergewicht in der Literatur wie auch in der vorliegenden Arbeit auf den empirischen Ansätzen: Zulässigkeit eines Geldmengenaggregates im Sinne der schwachen Separierbarkeit, Stabilität der Geldnachfrage, Stabilität der Beziehung zum geldpolitischen Endziel (Prognosefähigkeit) sowie Kontrollierbarkeit.<sup>2</sup> In diesem Sinne werden zunächst die Entwicklungen auf den deutschen Finanzmärkten näher betrachtet und es wird analysiert, inwieweit sich aufgrund von Finanzinnovationen bestimmte Geldmengenaggregate noch für eine stabilitätsorientierte Geldpolitik eignen. Anschließend werden mit Hilfe neuerer ökonometrischer Ansätze empirische Analysen zur Abgrenzung eines geeigneten Geldmengenaggregates durchgeführt. Dabei ist es durchaus denkbar, daß diese zu unterschiedlichen Abgrenzungen des "optimalen" Aggregates führen. Aus diesem Grund muß eine Schlußfolgerung auch Aspekte der praktischen Geldpolitik berücksichtigen.

## **II. Definitionen und Eigenschaften von Geldmengenaggregaten**

### **1 Der Geldbegriff**

Geld kann sowohl theoretisch als auch empirisch abgegrenzt werden. Ausgangspunkt der ersten Vorgehensweise sind theoretische Erklärungsansätze für die Haltung von Geld. Darauf aufbauend werden - a priori - Funktionen festgelegt, die "Geld" erfüllen sollte. Aktiva, die diese Funktionen erfüllen, sind dann Teil der entsprechenden Geldabgrenzung, andere Größen bleiben unberücksichtigt. Geld kann zudem auch empirisch anhand verschiedener

---

<sup>2</sup>Laidler ((1985), S. 83 f.) schreibt dazu: "... the correct definition of money becomes an empirical matter, at least within rather broad boundaries laid down by one's 'rough idea' of what money is."

Zielfunktionen definiert werden. Betreibt eine Notenbank eine stabilitätsorientierte Geldpolitik, so wählt sie beispielsweise die Geldmengenabgrenzung, mit deren Hilfe die zukünftigen Preissteigerungsraten am besten beeinflusst werden können. Ein weiterer möglicher Ansatzpunkt für die empirische Definition von Geld sind die von den Wirtschaftssubjekten zum Ausdruck gebrachten Präferenzen (Zulässigkeit eines Geldmengenaggregates). Diese Ansätze führen nicht notwendigerweise zum gleichen Ergebnis (Fisher (1989)). Deshalb sind weitergehende Erwägungen über die geldpolitische Relevanz der verschiedenen Kriterien, d.h. über deren Gewichte, notwendig, um zu einer eindeutigen Aussage zu kommen. Für die praktische Geldpolitik sind vor allem die Stabilität der Geldnachfrage, der stabile Zusammenhang zur Endzielgröße und die Kontrollierbarkeit von Bedeutung. Trifft eines dieser Kriterien nicht zu, ist die Verwendung eines bestimmten Aggregates nicht möglich.

Im folgenden werden ausschließlich Summenaggregate ("simple sum") betrachtet. Diese werden in der geldtheoretischen Literatur zwar aus aggregations- und indextheoretischen Überlegungen stark kritisiert (vgl. Barnett (1978), Barnett, Fisher und Serletis (1992)). Die durch Summenbildung abgeleiteten Abgrenzungen resultieren in Deutschland aus der konsolidierten Bilanz des Bankensystems. Sie sind damit schnell und einfach erhebbar und im Bilanzrahmen interpretierbar. M3 läßt sich z.B. als Summe der Bankkredite an inländische Nichtbanken und der Netto-Forderungen gegenüber dem Ausland abzüglich der Geldkapitalbildung<sup>3</sup> bei den Kreditinstituten aus inländischen Quellen, den Einlagen des Bundes im Bankensystem sowie den sonstigen Einflüssen (Deutsche Bundesbank (1995a), S. 74) ermitteln.

Einige Ansätze der makroökonomischen Theorie betonen die zentrale Rolle des Bankensystems im Transmissionsmechanismus der Geldpolitik (Bernanke und Blinder (1988)). Betrachtet man die Reaktion der inländischen Kredite als entscheidend im geldpolitischen Transmissionsprozeß und damit für die Wirkungen der Geldpolitik ("credit channel", Bernanke (1993), Friedman und Kuttner (1993), Romer und Romer (1990)), so kann man als Indikator für die konsolidierte Bilanz des Bankensystems einfache Summenaggregate benutzen (Pill und Pradhan (1994a)). Ein breites Aggregat wie M3 ist dann ein guter Maßstab für das gesamte Kreditvolumen. Dies können variabel gewichtete Aggregate, die auf Liquiditätsdienste und nicht auf Liquiditätsbestände abstellen, nicht leisten. Hier werden systematische Zusammenhänge zwischen Kredit und Output durch Veränderungen der Gewichte gestört.

---

<sup>3</sup>Geldkapital im Sinne der Bankenstatistik.

## 1.1 Theoretische Ansätze

Geld besitzt Zahlungsmittelfunktion, Wertaufbewahrungsfunktion und dient als Recheneinheit. Güter bzw. Vermögenstitel, die diese Funktionen erfüllen, werden als Geld bezeichnet. Als Recheneinheit stellt Geld das Gut dar, in dem der Wert aller Güter definiert ist. Es dient damit allen Wirtschaftssubjekten als allgemeine Maßskala. Als Zahlungsmittel ist Geld ein Tauschmedium, das jederzeit von jedermann akzeptiert wird. Die Zahlungsmittelfunktion wird Geld nur dann erfüllen, wenn für den Zeitraum der Intermediation das Gut nicht seinen Wert verliert. Geld erhält damit auch Vermögenscharakter.

Bei der Definition von Geld ist sowohl die Reduktion von Transaktionskosten von Relevanz als auch die Reduktion von Informationskosten. Die Senkung der Transaktionskosten beim Austausch von Gütern bzw. die Funktion der Recheneinheit war bereits bei den Klassikern ein zentrales Kriterium für die Abgrenzung des Geldbegriffes. ("The principal inconveniences which we should experience if we had not such a medium".) Beispielsweise wird hier angeführt: "... common measure for values of different sorts" (Mill (1848), S. 483).

Der Informationsansatz von Brunner und Meltzer (1971) greift diese Überlegungen wieder auf. Die Wirtschaftssubjekte unterliegen der Unsicherheit hinsichtlich der Eigenschaften und Marktbedingungen bei einer Vielzahl von Gütern. Es sind daher Investitionen in die Beschaffung von Informationen zu tätigen. Die Höhe dieser Investitionen ist abhängig von den Rahmenbedingungen für den Güteraustausch. Die Gesellschaft strebt daher einen Rahmen an, der diese Investitionen auf einem niedrigen Niveau hält. Prinzipiell kann jedes Gut bzw. jeder Vermögenstitel als Tauschmedium dienen. Allerdings ist mit jedem Tauschmedium ein bestimmter Aufwand an Ressourcen verbunden. Durch den Vergleich dieser Aufwendungen bilden sich ein oder mehrere Güter bzw. Finanzaktiva heraus, die die Transaktionen dominieren, da sie den Ressourcenaufwand minimieren. "The production of information is optimized when the loss in welfare due to the use of endowed resources in the production of information is matched by the gain in welfare associated with more information" (Brunner (1971), S. 9). Ein Gut kann seine Geldeigenschaft jedoch im Zeitablauf verlieren und durch ein anderes Gut ersetzt werden. Auch ist keineswegs notwendig, daß die Wirtschaftssubjekte ausschließlich staatlich emittierte Titel als Geld verwenden. Bei allgemeiner Akzeptanz ist es auch denkbar, daß Finanztitel, die von privaten Wirtschaftssubjekten emittiert werden, Geldfunktionen erfüllen. Möglicherweise sind in diesem Falle jedoch die Informationskosten höher, da Bonitätsprobleme nicht auszuschließen sind. Diese Kosten sind jedoch in Beziehung zu setzen zu den Kosten der Geldentwertung.

Steht die Zahlungsmittelfunktion im Mittelpunkt, so sollten Geldmengenaggregate eng gefaßt werden. Bargeld und Sichteinlagen sind sehr liquide. Sie weisen kein Kursrisiko auf und können ohne einen größeren Zeitaufwand in Waren und Dienstleistungen transformiert werden. Berücksichtigt man darüber hinaus auch die Wertaufbewahrungsfunktion des Geldes, so sind eher breitere Abgrenzungen, wie M2 und M3, vorzuziehen. Darüber hinaus existieren noch andere Finanzaktiva, die relativ problemlos für Transaktionszwecke verwendet werden können.

Der theoretische Ansatz ist jedoch wenig erfolgversprechend, "because money is basically valued for what it does and not for what it is" (Fisher (1989), S. 1). Es existiert kein allgemeinverbindlicher Geldbegriff. In der Praxis können verschiedene Aggregate die genannten Geldfunktionen erfüllen. Zwischen den bestehenden diversen Anlageformen liegen zum Teil sehr enge Substitutionsbeziehungen vor. Zudem werden immer neue Anlageformen entwickelt. Es sind daher empirische Ansätze zur Bestimmung einer - unter geldpolitischen Gesichtspunkten - optimalen Abgrenzung erforderlich. Die Abgrenzung der Geldmenge ist abhängig vom geldtheoretischen bzw. -politischen Zweck. Die Entscheidung über das zu wählende Geldmengenaggregat kann somit nicht theoretisch (ex ante), sondern erst empirisch (ex post) getroffen werden. Im folgenden werden die in dieser Arbeit verwendeten empirischen Ansätze näher erläutert.

## **1.2 Empirische Ansätze**

### **1.2.1 Schwache Separierbarkeit eines Geldmengenaggregates**

Üblicherweise werden die Komponenten eines Geldmengenaggregates auf Basis theoretischer Überlegungen ausgewählt oder die Abgrenzung aufgrund des engen Zusammenhangs zur Endzielgröße festgelegt. Ob diese Auswahl mit den tatsächlich von den Wirtschaftssubjekten zum Ausdruck gebrachten Präferenzen (revealed preferences) übereinstimmt oder nicht, bleibt bei der Analyse unberücksichtigt. Einige neuere Arbeiten gehen von den Präferenzen der Wirtschaftssubjekte aus und untersuchen anhand des Kriteriums der schwachen Separierbarkeit, welche Finanzassets zu einem Aggregat zusammengefaßt werden können (admissibility). Die Bedeutung der schwachen Separierbarkeit für die Geldmengenaggregate liegt darin, daß sich eine schwach separierbare Gruppe von Finanzassets verhält wie ein elementares Gut, so daß man sich bei der Geldnachfrageanalyse auf das Aggregat beschränken kann.

Betrachtet man die Nutzenfunktion  $u$  eines Wirtschaftssubjektes

$$u = u(c_1, c_2, l, m_1, m_2, m_3), \quad (1)$$

wobei  $c_1$  und  $c_2$  zwei Konsumgüter,  $l$  Freizeit und  $m_1$ ,  $m_2$  und  $m_3$  drei Finanzaktiva mit potentielltem Geldcharakter darstellen, so bedeutet schwache Separierbarkeit, daß einzelne Argumente der Nutzenfunktion zu Gruppen zusammengefaßt werden können. Dies ist dann möglich, wenn die Grenzrate der Substitution zwischen zwei beliebigen Gütern der gleichen Gruppe unabhängig ist von den Mengen der Güter einer anderen Gütergruppe (Green (1964)). Liegt schwache Separierbarkeit für die beiden Konsumgüter und für die drei Finanzaktiva vor, so läßt sich die Nutzenfunktion  $u$  in der Form

$$u = u(C(c_1, c_2), l, M(m_1, m_2, m_3)) \quad (2)$$

darstellen. Es gilt dann bspw.

$$\frac{\partial (\partial m_1 / \partial m_2)}{\partial c_1} = 0, \quad \frac{\partial (\partial m_1 / \partial m_3)}{\partial l} = 0. \quad (3)$$

Die Grenzrate der Substitution zwischen den Finanzaktiva  $m_1$  und  $m_2$  wird durch Änderungen beim Konsumgut  $c_1$  nicht beeinflußt. Ebendies gilt auch für  $m_1$  und  $m_3$  bezüglich der Freizeit  $l$  sowie anderer Elemente der Gütergruppen  $C$ ,  $l$  und  $M$ . Es ist denkbar, daß sich nur  $m_1$  und  $m_2$  oder  $m_1$  und  $m_3$  zu einem Aggregat zusammenfassen lassen. In letzterem Falle käme es zu Änderungen der Grenzrate der Substitution zwischen  $m_1$  und  $m_2$ , wenn sich bspw.  $c_1$  ändern würde.

Schwache Separierbarkeit impliziert die Struktur eines Nutzenbaumes. Sie ist eine notwendige und hinreichende Bedingung für die Nutzenmaximierung in zwei oder mehreren Stufen. In der ersten Stufe werden die Ausgaben auf breite Kategorien von Gütern verteilt (Konsumgüter, Freizeit, Geld), in der zweiten Stufe werden die Ausgaben innerhalb der einzelnen Kategorien verteilt. Die Gesamtnutzenfunktion ist eine Funktion der Subnutzenfunktionen  $u_C(C)$ ,  $u_L(L)$  und  $u_M(M)$

$$u = f(u_C(C), u_L(L), u_M(M)). \quad (4)$$

Die Nutzenmaximierung reduziert sich bei gegebenen Nutzen  $u_C$  und  $u_L$  auf die Maximierung von  $u_M$  unter der Restriktion

$$\sum_{i=1}^3 p_i m_i = y_M, \quad (5)$$

wobei  $p_i$  den Preis und  $m_i$  die Menge des Finanzaktivums  $i$  darstellt.  $y_M$  sind die Ausgaben für  $M$ . Die Nachfrage nach den einzelnen Komponenten von  $M$  ist nur noch abhängig von den relativen Preisen der einzelnen Finanztitel innerhalb von  $M$  sowie den Ausgaben für Finanzaktiva

$$m_i = \theta_i(p_M, y_M) \quad i = 1, 2, 3. \quad (6)$$

Das Gesamteinkommen  $y = y_C + y_L + y_M$  und die Preise  $p_L$  und  $p_C$  beeinflussen die Nachfrage nach Gütern der Gruppe  $M$  nur über ihren Einfluß auf  $y_M$  (allgemeiner Substitutionseffekt). Wenn  $y_M$  gegeben ist, können  $p_C$  und  $p_L$  vernachlässigt werden. Alle Preise  $p_C$  üben einen proportionalen Einfluß auf  $m_i$  ( $i \in M$ ) aus.

Schwache Separierbarkeit setzt voraus, daß sich die empirisch beobachteten Daten durch eine "well-behaved" Nutzenfunktion beschreiben lassen, d.h. daß die Wirtschaftssubjekte keine Präferenzen äußern, die GARP (Generalized Axiom of Revealed Preference) widersprechen. Ein Aggregat erfüllt GARP, wenn für den relevanten Beobachtungszeitraum

$$p^j m^j \geq p^i m^i \quad (7)$$

gilt und gleichzeitig

$$p^i m^i > p^j m^j \quad (7'')$$

nicht gilt (Varian (1982, 1983)).  $m^i$  bzw.  $m^j$  sind Vektoren von Finanzassets,  $p^i$  bzw.  $p^j$  die dazugehörigen Preise. Betrachtet man  $i$  und  $j$  als Zeitindizes, so können  $p^i$ ,  $p^j$ ,  $m^i$  und  $m^j$  als Preis- und Mengenkombinationen zweier Zeitpunkte betrachtet werden. Ist Bedingung (7) erfüllt, so bedeutet dies, daß  $m^j$  gewählt wird, obwohl die Zusammenstellung  $m^i$  billiger wäre, d.h. die Wirtschaftssubjekte äußern eine Präferenz für  $m^j$ . Bei Gültigkeit von (7'') äußern die Individuen eine Präferenz für  $m^i$ , d.h. die Kombination  $m^j$  wäre billiger. Beide Bedingungen stellen einen Widerspruch dar, der nicht durch eine "well-behaved" Nutzenfunktion modelliert werden kann. Ist GARP nicht erfüllt, dann existiert keine stabile Geldnachfragefunktion.

Neben der schwachen Separierbarkeit der Finanzassets insgesamt ist vor allem die Frage von Interesse, ob innerhalb der Kategorie der Finanztitel schwach separierbare Untergrup-

pen existieren. Für die praktische Geldpolitik sind neben der Zulässigkeit einer spezifischen Geldmengenabgrenzung eine Reihe weiterer Kriterien von Bedeutung.

### **1.2.2 Stabilität der Geldnachfrage**

Eine stabile Geldnachfrage ist eine wesentliche Voraussetzung für eine Politik der Geldmengensteuerung. Um den geldpolitischen Kurs für die Zukunft festzulegen, ist eine Prognose der zukünftigen Geldnachfrage notwendig. Die Geldnachfrage sollte daher durch wenige, gut vorausschätzbare makroökonomische Größen erklärbar sein, um den Prognosefehler möglichst gering zu halten (Judd und Scadding (1982)).

In der klassischen Quantitätstheorie ist die zentrale Bestimmungsgröße der Umlaufgeschwindigkeit des Geldes der institutionelle Rahmen, der kurzfristig stabil ist. Die nominale Geldnachfrage ist damit proportional zum nominalen Einkommen. Längerfristig kommt es zu langsamen Veränderungen der Umlaufgeschwindigkeit aufgrund von institutionellen Weiterentwicklungen (Fisher (1911)). Pigou (1917) weist bereits auf die Bedeutung der Opportunitätskosten für die Geldhaltung hin, ohne diese jedoch in die formale Darstellung der Geldnachfragefunktion aufzunehmen. Die Weiterentwicklung dieser Idee blieb Keynes vorbehalten.

Keynes (1936) unterscheidet drei Motive der Geldhaltung. Geld wird aus dem Transaktionsmotiv heraus gehalten, um zeitlich divergierende Einnahmen und Ausgaben zu synchronisieren. Die Geldnachfrage reagiert damit auf Einkommensvariationen. Die Bestimmungsgröße für die Spekulationskasse ist der Ertrag alternativer Anlageformen. Die Entscheidung über die Haltung von Spekulationskasse hängt für jedes Individuum von der Vorstellung über das als normal angesehene Zinsniveau ab. Die Vorsichtskasse kann ebenfalls als proportional zum Einkommen angesehen werden.

Dieselben gesamtwirtschaftlichen Bestimmungsgrößen leiten Baumol (1952) und Tobin (1956) in einem lagerhaltungstheoretischen Ansatz her. Im Baumol-Tobin-Modell wird Geld gehalten, da die Zahlungseingänge nicht mit den Zahlungsausgängen übereinstimmen (Transaktionsmotiv). Die Geldhaltung per se ist jedoch mit Kosten - in Form entgangener Zinserträge - verbunden. Andererseits ist auch die Substitution von Geld durch Wertpapiere mit Transaktionskosten verbunden. Die Wirtschaftssubjekte fragen nun soviel Geld nach, daß die Gesamtkosten minimiert werden. Auf makroökonomischer Ebene hängt damit die Geldhaltung positiv vom Transaktionsvolumen und negativ von den Zinssätzen als Opportunitätskosten ab.

Das Portfoliomodell von Tobin (1958), das eine Weiterentwicklung des Keynes'schen Spekulationsmotives darstellt, betrachtet Geld als eine Form von Finanzasset, das kein Ertragsrisiko (von Entwertungsrisiken abgesehen) aufweist. Dem stehen eine Reihe von verzinslichen Anlageformen gegenüber, die potentiell Gelddienste erfüllen können, jedoch mit höheren Risiken bezüglich ihrer Renditen verbunden sind. Im Rahmen von Ertrags-Risiko-Abwägungen streben die Wirtschaftssubjekte ein Portfolio an, das - ihrer Risikoeinstellung entsprechend - ihren Erwartungsnutzen maximiert. Demnach ist die Nachfrage nach Geld abhängig von der Eigenverzinsung, der Alternativverzinsung sowie vom Vermögen.

Nach Friedman (1956) wird die Kassenhaltung auch von der Höhe des Gesamtvermögens (incl. Humankapital) bestimmt. Betrachtet man das Vermögen als abdiskontierte Summe aller zukünftigen Einkommen, so erfaßt der Zinssatz  $r$  unter bestimmten Bedingungen das Vermögen indirekt. Vermögen wird deshalb in dieser Arbeit nicht in die Geldnachfragefunktion aufgenommen.

Aus allen Theorien ergibt sich eine (reale) Geldnachfrage ( $M/P$ ), die langfristig von einer Transaktions- ( $Y/P$ ) und einer Opportunitätskostengröße ( $r$ ) abhängt, die in der empirischen Analyse noch näher zu spezifizieren sind.

$$\frac{M}{P} = f\left(\frac{Y}{P}, r\right) \quad (8)$$

### **1.2.3 Stabilität der Beziehung zu geldpolitischen Endzielgrößen**

Die Geldpolitik steht grundsätzlich vor dem Problem, die relevante Endzielgröße nicht direkt steuern zu können. Zum einen gibt es nur unvollständige Vorstellungen über die Wirkungszusammenhänge, zum anderen herrscht Unsicherheit über die zukünftige Entwicklung dieser Größen. Es ist deswegen von Vorteil, eine Größe aus dem Transmissionsprozeß auszuwählen, die zwischen den geldpolitischen Instrumenten und den Endzielen liegt und die direkt gesteuert werden kann. Die Deutsche Bundesbank verwendet derzeit  $M3$  als Indikator- und Zwischenzielgröße (bis 1987 die Zentralbankgeldmenge). Für die Eignung als Zwischenziel ist eine im Zeitablauf enge und stabile Beziehung des geldpolitisch relevanten Geldmengenaggregates zur Entwicklung des Preisniveaus notwendig. Ist diese gegeben, so läßt sich bei guter Steuerbarkeit des Aggregats das Niveau und die Varianz der Inflationsrate reduzieren.

Die Basis für die Prognose der zukünftigen Preisniveaumentwicklung bildet in dieser Arbeit der P-Stern-Ansatz, der von Hallman, Porter und Small (1991) entwickelt wurde. Ausgangspunkt des P-Stern-Konzepts ist die klassische Quantitätsgleichung

$$P Y \equiv M V, \quad (9)$$

der zufolge das nominale Transaktionsvolumen  $P Y$  der Geldmenge  $M$  multipliziert mit der Umlaufgeschwindigkeit  $V$  entspricht.  $P^*$  ist dann das Preisniveau, das sich bei gegebener Geldmenge bei gleichgewichtiger Umlaufgeschwindigkeit  $V^*$  und gleichgewichtiger Produktion  $Y^*$  (Produktionspotential) einstellen würde.  $P^*$  ist somit der Gleichgewichtspunkt, auf den das derzeitige Preisniveau  $P$  hinstrebt.

$$P^* = \frac{M}{Y^*} V^* \quad (10)$$

Aus dem Vergleich des Gleichgewichtspreisniveaus  $P^*$  mit dem tatsächlichen Preisniveau  $P$  ergibt sich die tendenzielle Entwicklung der Inflationsrate. Liegt das aktuelle Preisniveau unter dem Gleichgewichtspreisniveau, so wird sich in der Zukunft der Preisanstieg beschleunigen.  $P^*$  gibt somit das Verhältnis zwischen der monetären Gesamtnachfrage und den gesamtwirtschaftlichen Angebotsmöglichkeiten wider. (9) und (10) ergeben in logarithmierter Form:

$$p^* - p = (y - y^*) + (v^* - v) \quad (11)$$

Zum einen kann Inflation aus der Überauslastung der Produktionskapazitäten resultieren (output gap:  $y - y^*$ ), zum anderen aus einer Umlaufgeschwindigkeit, die unter dem langjährigen Durchschnitt liegt (liquidity gap:  $v^* - v$ ). Langfristig wird somit die Preisentwicklung durch die Entwicklung der Geldmenge bestimmt, kurzfristig sind freilich auch andere Einflüsse, wie bspw. die Entwicklung der Löhne, der Einfuhrpreise oder die Veränderung von indirekten Steuern zu berücksichtigen.

In Verbindung mit einer langfristigen Geldnachfragefunktion läßt sich die Liquiditätslücke konkretisieren. Geht man von der langfristigen Geldnachfragefunktion (8) in loglinearer Form aus<sup>4</sup>

$$m - p = \beta_0 + \beta_1 y - \beta_2 r + u, \quad (12)$$

---

<sup>4</sup>Kleinbuchstaben repräsentieren - mit Ausnahme der Zinssätze - logarithmierte Größen.

wobei  $u$  die Abweichungen von der langfristigen Geldnachfragefunktion bezeichnet, so gilt unter Verwendung der Quantitätsgleichung (9)

$$\begin{aligned} v &= y - (m - p) \\ &= (1 - \beta_1)y - \beta_0 + \beta_2 r - u \end{aligned} \quad (13')$$

Ersetzt man alle Variablen durch ihre langfristigen Gleichgewichtswerte ( $y = y^*$ ,  $r = r^*$ ,  $u = 0$ ), so folgt für die gleichgewichtige Umlaufgeschwindigkeit

$$v^* = (1 - \beta_1)y^* - \beta_0 + \beta_2 r^* . \quad (13'')$$

Damit erhält man für die Liquiditätslücke

$$v^* - v = -(1 - \beta_1)(y - y^*) - \beta_2(r - r^*) + u . \quad (14)$$

Der Liquiditätsgrad wird damit durch Abweichungen der tatsächlichen Produktion vom Produktionspotential ( $y - y^*$ ), des Zinssatzes von seinem langfristigen Durchschnitt ( $r - r^*$ ) und durch Divergenzen der aktuellen Geldnachfrage von ihrem langfristigen Gleichgewichtsniveau ( $u$ ) bestimmt. Ist die Einkommenselastizität  $\beta_1$  größer als Eins, dann bewirkt ein Anstieg des Auslastungsgrades eine Erhöhung der Liquiditätslücke. Je mehr das Zinsniveau den langfristigen Mittelwert übersteigt, desto geringer sind die Preis-  
auftriebstendenzen. Sind die realen Kassenbestände größer als der langfristige Gleichgewichtswert ( $u > 0$ ), so wirkt dies inflationsbeschleunigend.

#### 1.2.4 Kontrollierbarkeit

Eine notwendige Voraussetzung für die Eignung eines Geldmengenaggregates als Zwischenziel der Geldpolitik ist die Kontrollierbarkeit der Geldmenge durch den Einsatz der geldpolitischen Instrumente. Wie gut und wie schnell die Notenbank die einzelnen Geldmengenaggregate steuern kann, ist von der Zinselastizität des betreffenden Aggregates abhängig. Je zinselastischer ein Aggregat, desto geringere Impulse seitens der Notenbank sind notwendig, um den gewünschten Geldmengeneffekt zu erzeugen. Weist ein Aggregat einen engen Zusammenhang zum Preisniveau auf, so ist es bei einer zinsunelastischen Nachfrage dennoch nicht als Zwischenzielgröße geeignet.

Zur Analyse der Kontrollierbarkeit wird das Modell von Herrmann, Reimers und Tödter (1994) verwendet:

$$\Delta(m - p) = f_1(y, rl - re, \dots) + \varepsilon_1 \quad (15)$$

Die Geldnachfrage wird als Error-Correction-Gleichung modelliert, wobei die langfristige reale Geldnachfrage vom realen Bruttoinlandsprodukt und der Differenz zwischen dem langfristigen Zinssatz und der Eigenverzinsung abhängt. Die Eigenverzinsung ist dabei die gewichtete Summe der Renditen der Geldmengenkomponenten, wobei die Gewichte die Anteile der Komponenten am Gesamttaggregat darstellen. Der langfristige Zusammenhang zwischen Geldmenge und Preisen wird mit Hilfe des P-Stern-Konzepts und weiteren Variablen abgebildet. Kurzfristig werden weitere Einflußgrößen berücksichtigt

$$\Delta p = f_2(p^* - p) + \varepsilon_2 \quad (16)$$

Die Umlaufrendite (rl) und die Eigenverzinsung (re) hängen jeweils von der Entwicklung des Wertpapierpensionssatzes (rw) ab, der die Kontrollvariable der Notenbank darstellt.<sup>5</sup>

$$rl = f_3(rl_{-1}, rw) + \varepsilon_3 \quad (17)$$

$$re = f_4(re_{-1}, rw) + \varepsilon_4 \quad (18)$$

Innerhalb dieses Ansatzes werden zwei Kategorien von Fehlern berücksichtigt, denen die praktische Geldpolitik unterliegt: Kontrollfehler und Projektionsfehler (Belongia und Batten (1992), Andersen und Karnosky (1977)). Der Kontrollfehler ergibt sich daraus, daß die Notenbank den für die Geldnachfrage relevanten Zinssatz nicht direkt und eindeutig steuern kann ( $\varepsilon_3$  bzw.  $\varepsilon_4$ ). Enge Aggregate sind besser kontrollierbar, da die Notenbank über die direkte Einflußnahme auf die Bedingungen am Geldmarkt einen wesentlich besseren Einfluß auf die kurzfristigen Zinssätze hat als auf die langfristigen Zinssätze. Zum anderen unterliegt die Geldnachfrage noch anderen Einflußfaktoren, die nicht von der Zentralbank beeinflußt werden können ( $\varepsilon_1$ ). Der Projektionsfehler ergibt sich aus der nicht eindeutigen Beziehung zwischen Geldmengenentwicklung und Inflationsrate ( $\varepsilon_2$ ).

---

<sup>5</sup>Dabei wird berücksichtigt, daß der Kapitalmarktzins nur in geringem Maße durch den Geldmarktsatz beeinflußt wird. Der langfristige Zinssatz wird vor allem durch den internationalen Zinszusammenhang sowie durch Inflationserwartungen determiniert.

## 2 Entwicklungen der Geldmengenaggregate und deren Komponenten in Deutschland

Finanzinnovationen sind zum Teil durch Regulierungsmaßnahmen auf den Finanzmärkten gefördert worden. In den USA kam es bspw. aufgrund staatlicher Höchstzinssätze zur Einführung und starken Ausweitung von Termin- und Spareinlageformen, die marktnah verzinst werden. In Deutschland sind derartige Entwicklungen in weit geringerem Maße zu beobachten. Eine wichtige Ursache dafür ist darin zu sehen, daß es seit April 1967 keine Beschränkungen für Bankzinsen mehr gibt.

Seit 1988 ist M3 das offizielle Zwischenziel der Deutschen Bundesbank. M3 setzt sich zusammen aus dem Bargeldumlauf ohne die Kassenbestände inländischer Nichtbanken, den Sichteinlagen inländischer Nichtbanken bei inländischen Geschäftsbanken, den Termineinlagen inländischer Nichtbanken bei inländischen Geschäftsbanken mit einer Befristung von einem Monat bis unter vier Jahren und den Spareinlagen mit dreimonatiger Kündigungsfrist inländischer Nichtbanken bei inländischen Geschäftsbanken. Im folgenden wird die Entwicklung der Komponenten von M3 seit 1975 beschrieben. Anschließend werden mögliche Substitute von M3 kurz dargestellt.

Bargeld (BG) ist unverzinst. Der zeitliche Verlauf in der Vergangenheit war durch eine hohe Volatilität gekennzeichnet. Diese führte 1987 zur Aufgabe der Zentralbankgeldmenge, die durch eine hohe Bargeldlastigkeit gekennzeichnet war, als Zielgröße. In Zukunft ist mit Konkurrenz durch Prepaid Cards zu rechnen. Sichteinlagen werden ebenso wie Bargeld als jederzeit liquide angesehen. Die Verzinsung von Sichteinlagen (SE) ist vergleichsweise gering und im Zeitablauf wenig variabel.<sup>6</sup> Es ist allerdings davon auszugehen, daß die durchschnittliche Verzinsung von Sichteinlagen in Zukunft steigen dürfte. Kreditinstitute bieten inzwischen vermehrt Sichteinlagen an, die zu Geldmarktkonditionen verzinst werden (Geldmarktkonten).

Termineinlagen (TE) werden marktnah verzinst. Die größte Bedeutung weisen dabei die Gelder mit einer Laufzeit bis zu einem Jahr auf. In M3 werden Spareinlagen mit dreimonatiger Kündigungsfrist<sup>7</sup> (SP) erfaßt. Hierzu zählen neben Spareinlagen im traditionellen Sinne eine Reihe von Sondersparformen ("Zuwachssparen", "Festzinssparen"). Die Kündigungsfrist bei den Sondersparformen beträgt formal drei Monate. Über eine Verlängerung der Nichtinanspruchnahme der Verfügbarkeit wird jedoch eine relativ marktnahe Verzinsung erreicht. Die traditionellen Spareinlagen werden deutlich unterhalb des Marktniveaus

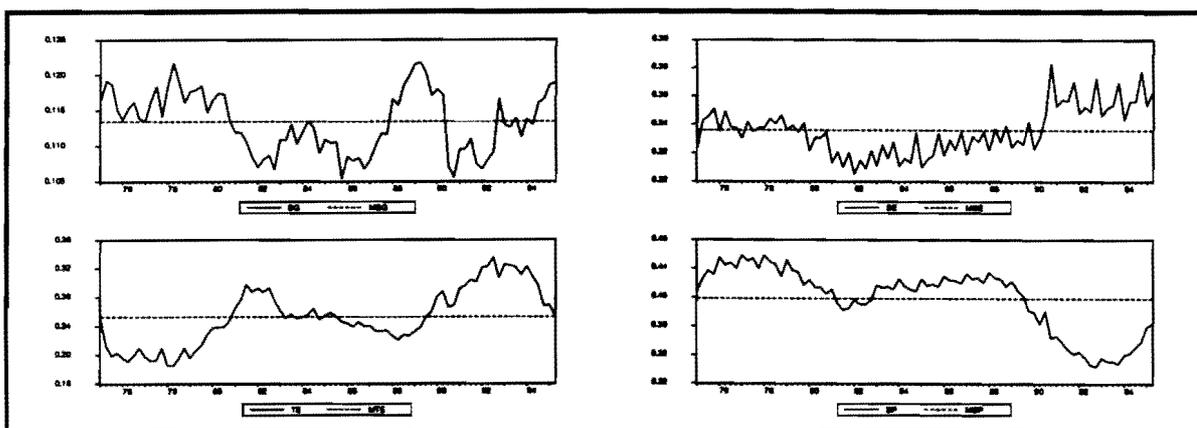
---

<sup>6</sup>Verzinsliche Sichteinlagen sind v.a. in den USA weitverbreitet (NOW- und Super-NOW-Konten).

<sup>7</sup>Vor dem 1. Juli 1993 Spareinlagen mit gesetzlicher Kündigungsfrist.

verzinst. Sie sind, mit Ausnahme der Sondersparformen, deutlich liquider als entsprechende Termineinlagen. Die zeitliche Entwicklung der Anteile der einzelnen Komponenten an M3 ist in Abb. 1 dargestellt. M. gibt dabei den durchschnittlichen Anteil für den Zeitraum von 1975 bis 1995 an. Die Korrelationskoeffizienten der Anteile finden sich in Tabelle 1.

**Abb. 1: Laufende und durchschnittliche Anteile der Komponenten an M3**



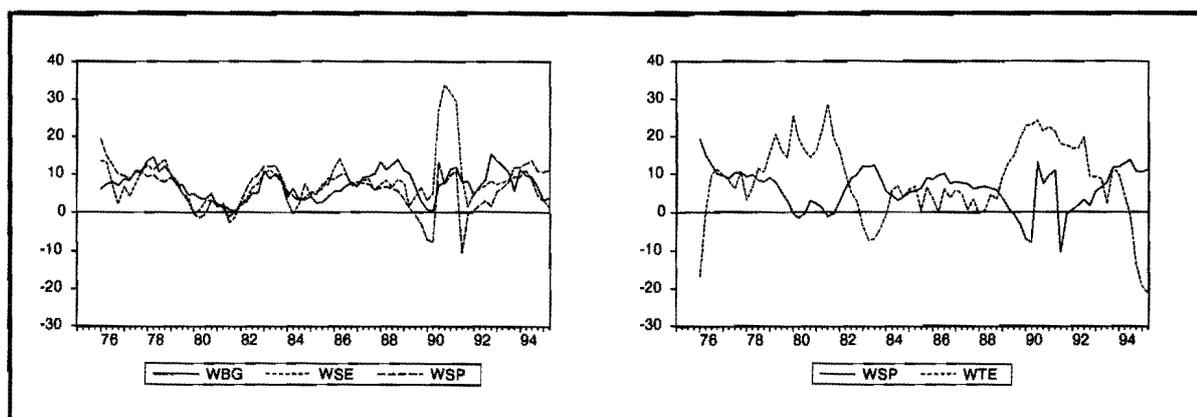
**Tabelle 1: Korrelation der Anteile und der Wachstumsraten der Komponenten von M3<sup>8</sup>**

	Bargeld	Sicht- einlagen	Termin- einlagen	Spar- einlagen
Bargeld	1	0.51	-0.14	0.42
Sichteinlagen	0.55	1	-0.08	0.70
Termineinlagen	-0.25	-0.36	1	-0.50
Spareinlagen	0.01	0.07	-0.95	1

In Perioden, in denen die Termineinlagen ein hohes Gewicht in M3 besitzen, liegt das der Spareinlagen deutlich unterhalb des langfristigen Durchschnitts. Der Korrelationskoeffizient beträgt -0.95. Die Anteile der übrigen Komponenten korrelieren dagegen weit weniger stark miteinander. Dies könnte Ausdruck eines kostenbewußten Cashmanagements oder eine Reaktion auf Veränderungen in der Relation von Spar- und Terminzinsen sein. Mit steigender Zinsdifferenz zugunsten der Termineinlagen werden Spareinlagen durch Termineinlagen substituiert.

<sup>8</sup>Die Korrelation der Anteile ist unterhalb, die Korrelation der Wachstumsraten oberhalb der Hauptdiagonalen angegeben.

**Abb. 2: Wachstumsraten des Bargeldumlaufs, der Sicht-, Termin- und Spareinlagen**



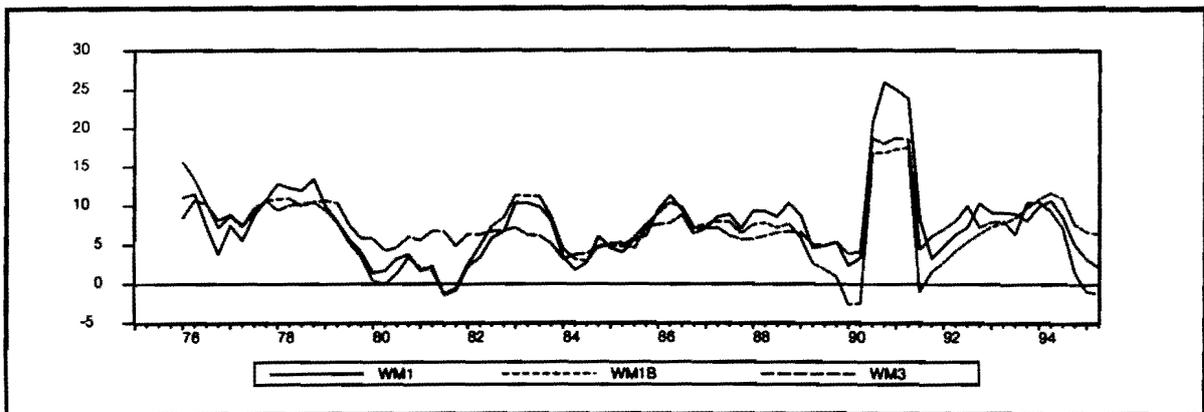
Die Wachstumsraten der Termineinlagen korrelieren nicht mit den Wachstumsraten von Bargeld und Sichteinlagen. Die Wachstumsraten der Termin- und der Spareinlagen sind dagegen negativ korreliert. M2 weist für bestimmte Perioden andere Verläufe auf als M1 und M3. Verantwortlich für diese Unterschiede sind die Termineinlagen, die im Zeitablauf sehr stark schwanken und eine leicht steigende Tendenz aufweisen.<sup>9</sup> Ebenfalls sehr variabel sind die Spareinlagen. Innerhalb des Aggregates M3 kompensieren sich diese Entwicklungen jedoch.

Für die Geldpolitik ist daher die Frage relevant, inwieweit Termineinlagen Liquiditätscharakter besitzen, d.h. inwieweit derzeit bestehende Termingeldbestände zukünftig abgebaut und in Tauschmittel umgewandelt werden. Nur dann können sie durch eine Transaktionsgröße erklärt werden. Besitzen Termineinlagen jedoch den Charakter von Geldkapital, so dienen sie der Wertaufbewahrung und Vermögensakkumulation. Ändert sich die Zinskonstellation zugunsten langfristiger Anlageformen, so werden diese Bestände zugunsten festverzinslicher Anleihen aufgelöst. Die Transaktionsgröße stellt dann keine relevante Erklärungsgröße mehr dar.<sup>10</sup> Bildet man ein Aggregat M1B, das sich ausschließlich aus Bargeld, Sichteinlagen und Spareinlagen zusammensetzt, so zeigt dieses einen ähnlichen Verlauf wie M1 (Abb. 3).

<sup>9</sup>Es gibt daher Überlegungen, die Termineinlagen aus M3 zu eliminieren. Für die Schweiz wird bereits ein Aggregat M1B berechnet, das jedoch nicht den Charakter eines offiziellen Zwischenzieles besitzt (Fischer und Peytrignet (1994)).

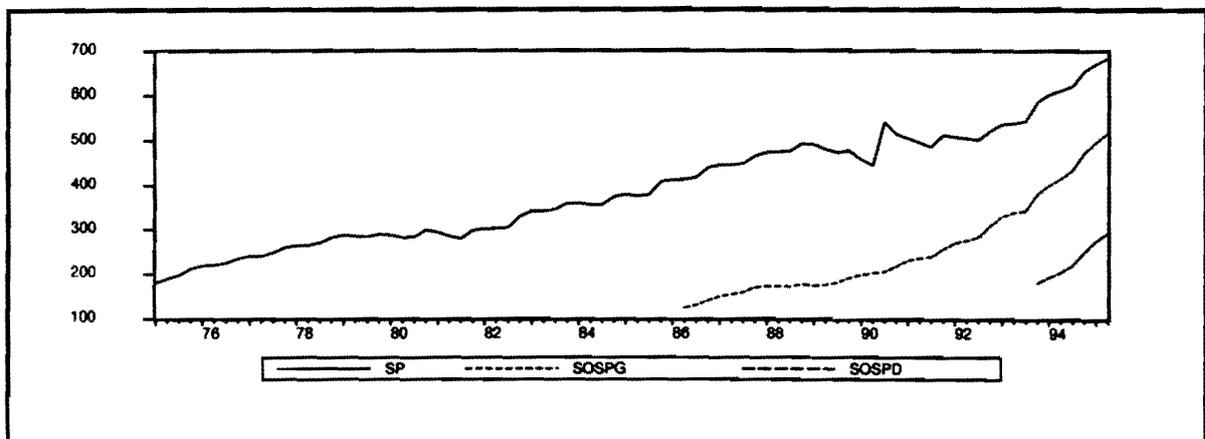
<sup>10</sup>In den USA werden bspw. kurzfristige Termineinlagen M2 und langfristige Termineinlagen M3 zugerechnet.

**Abb. 3: Zeitliche Entwicklung von M1, M1B und M3**



In Abb. 4 werden den Spareinlagen (SP) die Sondersparformen (SOSPG) gegenübergestellt. Es zeigt sich ein starker Zuwachs bei den Sondersparformen. Bei letzteren ist allerdings zu beachten, daß in der hier abgebildeten Zeitreihe nicht zwischen den Kündigungsfristen differenziert wurde. Die Anlageformen werden seit 1986 separat erhoben, jedoch erfolgt die Differenzierung nach den Laufzeiten erst seit Dezember 1993.

**Abb. 4: Entwicklung der Sondersparformen relativ zu den Spareinlagen insgesamt**



Die Anlage in Sondersparformen mit dreimonatiger Kündigungsfrist (SOSPD) expandierte v.a. 1992/93 und mit der Neuregelung der Sparverkehrsvorschriften Mitte 1993. Die Expansion hält unvermindert an. Diese Sparformen besitzen trotz ihrer formalen Kurzfristigkeit eher langfristigen Charakter, da nur bei längerfristigem Verzicht auf die Verfügbarkeit attraktive Renditen erzielbar sind, während die Spareinlagen mit "tatsächlich" dreimonatiger Kündigungsfrist Liquiditätscharakter aufweisen.

Die Effekte auf die derzeitigen Abgrenzungen der Geldmengenaggregate hängen von mehreren Faktoren ab. Solange sich die Sondersparformen zu Lasten von Termineinlagen ausweiten, ändert sich M3 nicht. Angesichts der marktnahen Verzinsung sind allerdings auch Umschichtungen aus dem Geldkapital denkbar. Werden traditionelle Sparformen zugunsten der Sondersparformen abgebaut, so bleibt M3 zwar unverändert, Auswirkungen auf die Zinselastizität, und damit auf die Steuerbarkeit, bleiben jedoch nicht aus. Denkbar wäre es daher, M3 um Sondersparformen zu bereinigen. Ob dieses geänderte Aggregat bessere Zwischenzeileigenschaften aufweist, kann erst in einigen Jahren analysiert werden, da die bisher vorliegenden Zeitreihen für derartige Untersuchungen zu kurz sind.

Geldmarktfonds sind Investmentfonds, die die ihnen zufließenden Mittel vollständig in Bankguthaben, verzinslichen Wertpapieren mit einer Restlaufzeit von höchstens 12 Monaten sowie Wertpapieren mit variabler Verzinsung investieren (Anleihen mit kurzen Restlaufzeiten, Floating-Rate-Notes, U-Schätze). Die relevante Verzinsung ist hier der Geldmarktsatz. Diese Anlageform ist sehr liquide, da ohne Einhaltung von Kündigungsfristen täglich über die Guthaben verfügt werden kann. Das Halten von Anteilen ist mit halbezeitproportionalen Gebühren verbunden.

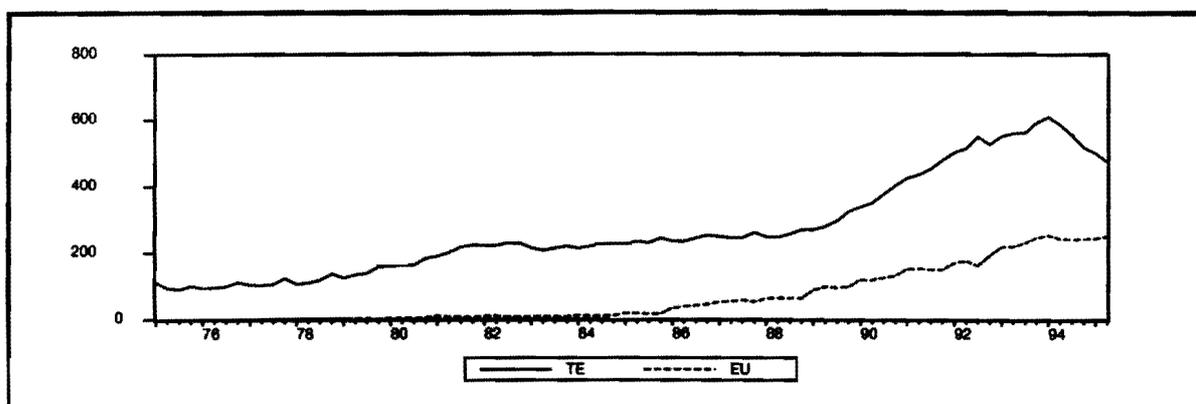
Geldmarktfonds sind in Deutschland seit August 1994 zugelassen. Zunächst war eine starke Nachfrage nach dieser Anlageform zu beobachten, die im Dezember 1994 aus steuerrechtlichen Gesichtspunkten einen Höhepunkt aufwies. Seit April 1995 verläuft die Nachfrage allerdings auf niedrigem Niveau, wofür u.a. die derzeitige Phase niedriger Zinsen verantwortlich sein dürfte.

In dem Maße, in dem Anleger zu M3 zählende Einlagearten durch Geldmarktfondsanteile substituieren und die Kapitalanlagegesellschaften ihre Mittel in nicht zu M3 gehörende Anlagen investieren, kann die tatsächliche Geldmengenentwicklung unterzeichnet werden. Investieren die Geldmarktfonds ihre Mittel wieder in kurz- und mittelfristigen inländischen Termingelder, so ändert sich M3 nicht.<sup>11</sup> Geldmarktfonds stellen auch potentielle Substitute für Spareinlagen dar. Relativ niedrig verzinsten Spareinlagen werden v.a. unter Liquiditätsgesichtspunkten gehalten (jederzeitige Verfügbarkeit innerhalb gewisser Grenzen). Geldmarktfonds sind äußerst liquide und relativ marktnah verzinst. Der Renditevorsprung der Geldmarktfondsanteile gegenüber den Sondersparformen ist hingegen deutlich geringer. Da Geldmarktfondsanteile marktnah verzinst werden, hätte dies - bei Einbeziehung in ein offizielles Aggregat - eine Reduktion der Zinselastizität, mit entsprechenden Auswirkungen auf die Steuerbarkeit, zur Folge. Die in Geldmarktfonds investierten Mittel werden in der Geldmengenabgrenzung M3 erweitert (M3E) erfaßt.

---

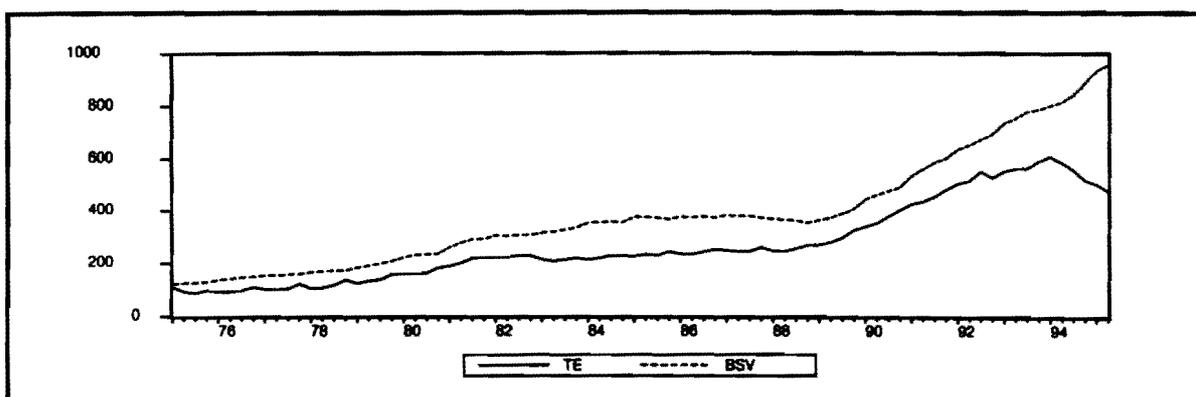
<sup>11</sup>In einigen Ländern, bspw. den USA, waren die Auswirkungen der Einführung der Geldmarktfonds gravierend.

**Abb. 5: Termineinlagen und Euroeinlagen**



Die Einlagen von inländischen Nichtbanken bei den Auslandsfilialen und Auslandstöchtern (Euroeinlagen) hatten in den 80er Jahren hohe Wachstumsraten zu verzeichnen. Von Wachstumsschüben, die durch steuerrechtliche Änderungen verursacht wurden (Quellensteuer), abgesehen, verlief die Entwicklung weitgehend parallel mit den inländischen Termineinlagen. Im Rahmen des Liquiditätsmanagements dürften Euroeinlagen, Geldmarktfondsanteile und kurzfristige Termineinlagen von den Unternehmen als enge Substitute betrachtet werden. Auch Privatanleger denken zunehmend renditeorientiert. Ähnlich wie bei den Termineinlagen dürfte auch hier zwischen Transaktions- und Vermögensanlagemotiv schwer zu trennen sein.

**Abb. 6: Kurzfristige Termineinlagen und Umlauf von Bankschuldverschreibungen**



Bis 1993 entwickelten sich Termineinlagen und Bankschuldverschreibungen gleichlaufend. Seither besteht eine negative Korrelation zwischen beiden Größen (Abb. 6). Dies kann als Indiz für eine zunehmende Verwischung der Grenze zwischen Geld und Geldkapital gesehen werden. Kurzfristige Bankschuldverschreibungen in Händen inländischer Nichtbanken werden ebenso wie die Auslandseinlagen bei Filialen und Töchtern deutscher Kreditinstitute in M3 erweitert erfaßt.

Vor allem durch die starke Zunahme in den Jahren 1991 und 1992 haben Anlagen in Commercial Paper (Inhaberschuldverschreibungen) eine gewisse Bedeutung erlangt. Seit her hat sich diese Entwicklung jedoch beruhigt. Diese Anlageform tangiert jedoch nicht die konsolidierte Bilanz des Bankensystems, die die Basis für die statistische Ermittlung der Geldmengenaggregate darstellt.

### III. Ökonometrische Methodik

Die Verfahren zur Schätzung von langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen bei integrierten Variablen kann man danach unterscheiden, ob die berücksichtigten Variablen in endogene und exogene Größen differenziert werden oder nicht. Einzelgleichungsansätze unterstellen entweder schwache Exogenität der Regressoren (Stock-Ansatz) oder führen durch Modifikationen in den Variablen die Exogenität der Rechthandvariablen herbei (Fully Modified OLS). Demgegenüber werden bei der Johansen-Prozedur alle Variablen zunächst als endogen unterstellt. Über Exogenitätstests können anschließend partielle Modelle abgeleitet werden.

Schwache Exogenität ist eine notwendige Bedingung für effiziente Schätzungen und Tests in Einzelgleichungsmodellen. Die Analyse kann dann auf ein bedingtes Modell beschränkt werden, die exogenen Variablen als gegeben angenommen werden. Betrachtet man ein einfaches bivariates vektorautoregressives Modell erster Ordnung (Engle, Hendry und Richard (1983))

$$\begin{aligned}\Delta y_t &= \gamma_{11} y_{t-1} + \gamma_{12} x_{t-1} + \varepsilon_{1,t} \\ \Delta x_t &= \gamma_{21} y_{t-1} + \gamma_{22} x_{t-1} + \varepsilon_{2,t}\end{aligned}\tag{19}$$

wobei  $\varepsilon_t \sim IN(0, \Omega)$ , und unterstellt man die Existenz einer langfristigen Gleichgewichtsbeziehung ( $\beta' = (1, -\delta)$ ), so läßt sich das Modell (19) umformen in

$$\begin{aligned}\Delta y_t &= \alpha_1 (y_{t-1} - \delta x_{t-1}) + \varepsilon_{1,t} \\ \Delta x_t &= \alpha_2 (y_{t-1} - \delta x_{t-1}) + \varepsilon_{2,t}\end{aligned}\tag{20}$$

mit  $\alpha_1 = \gamma_{11}$ ,  $\alpha_2 = \gamma_{21}$  und  $\delta = -\gamma_{12} / \gamma_{11} = -\gamma_{22} / \gamma_{21}$ . Liegt schwache Exogenität vor, so ist die Gleichung für  $\Delta y_t$  ausreichend für eine effiziente Inferenz über den Kointegrationsparameter  $\delta$ . Der Test auf Signifikanz des Kointegrationsvektors in der Gleichung für  $\Delta x_t$

$(H_0: \alpha_2 = 0)$  ist damit ein Test auf schwache Exogenität. Ein alternativer Ansatz ist der LM-Test von Boswijk (1991).

## 1 Schätzung von Langfristbeziehungen

Es wird angenommen, daß die Niveauvariable  $y_t$  durch das dynamische Modell

$$y_t = by_{t-1} + a_0x_t + a_1x_{t-1} + u_t \quad (21)$$

erzeugt wird. Als Langfristkoeffizient ergibt sich daraus

$$\beta = \frac{a_0 + a_1}{1 - b}$$

Die Schätzung der Langfristbeziehung mittels einer statischen Regression

$$y_t = x_t\beta + u_t \quad (22)$$

(erste Stufe des Engle-Granger-Verfahrens) ist problematisch, da die Schätzer trotz Superkonsistenz in der Verteilung verzerrt sind und die asymptotische Verteilung nicht-normal ist (Banerjee et al. (1986)). Simulationen von Kim (1994) zeigen, daß selbst bei Beobachtungsumfängen, wie sie für ökonomische Analysen realistisch sind (50 Beobachtungen), erhebliche Verzerrungen zu registrieren sind. Ursache hierfür ist die Vernachlässigung der kurzfristigen Dynamik, der Korrelation zwischen den Regressoren und dem Störprozeß sowie der Autokorrelation des Störprozesses.

Beim Verfahren nach Stock (1987) wird daher die Error-Correction-Gleichung (23), bestehend aus der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung und der kurzfristigen Dynamik, geschätzt

$$\Delta y_t = (b-1)y_{t-1} + (a_0 + a_1)x_{t-1} + a_0 \Delta x_t + u_t \quad (23)$$

Durch die Berücksichtigung dieser zusätzlichen Informationen kann die Verzerrung der Schätzer selbst bei geringen Stichprobenumfängen erheblich reduziert werden (Kim (1994)). Unter der Voraussetzung, daß die erklärenden Variablen schwach exogen sind, kann die entsprechende Gleichung OLS geschätzt werden. Aufgrund der Nichtstationarität der Regressoren sind jedoch die üblichen Signifikanztests nicht anwendbar. Auf Basis des t-Wertes des Error-Correction-Ausdrucks  $(b - 1)$  kann auf Vorliegen von Kointegration

getestet werden (Kremers, Ericsson und Dolado (1992)). Da der Anpassungskoeffizient jedoch nicht standardverteilt ist, sind die von McKinnon (1991) generierten kritischen Werte zu verwenden. Diese Vorgehensweise liefert zuverlässigere Testergebnisse als die Anwendung des (Augmented) Dickey-Fuller-Tests auf Nichtstationarität der Residuen der statischen Regressionsgleichung nach Engle und Granger. Die t-Statistiken werden mit Hilfe der Bewley-transformierten Gleichung berechnet.

$$y_t = -\frac{b}{1-b}(y_t - y_{t-1}) + \frac{a_0 + a_1}{1-b}x_{t-1} + \frac{a_0}{1-b}\Delta x_t + \frac{1}{1-b}u_t \quad (24)$$

Die Kointegrationsparameter werden hier direkt geschätzt. Aufgrund der kontemporären Korrelation zwischen  $\Delta y_t$  und  $u_t$  ist allerdings eine Instrumentvariablenschätzung durchzuführen. Anstelle von  $\Delta y_t$  wird  $y_{t-1}$  als Instrument verwendet. Die t-Werte sind unter der Bedingung der schwachen Exogenität der Regressoren normalverteilt, so daß Signifikanzaussagen möglich sind.

Ausgangspunkt der Fully Modified OLS- (FMOLS-) Schätzung (Phillips und Hansen (1990)) ist eine trianguläre Modellstruktur für  $z_t = (y_t \ x_t)$ . Die Variablen werden in  $r$  endogene Variable  $y_t$  und  $k$  exogene Variablen  $x_t$  eingeteilt. Zusätzlich können noch deterministische Komponenten (Konstanten, Saisondummies) berücksichtigt werden. Die Elemente von  $x_t$  sind strikt exogen. Die Orthogonalität zwischen den Regressoren und den Störvariablen wird durch eine nicht-parametrische Modifikation erreicht.<sup>12</sup>

$$\begin{aligned} y_t &= \beta x_t + u_{1,t} \\ x_t &= x_{t-1} + u_{2,t} \end{aligned} \quad (25)$$

$u_{1,t}$  und  $u_{2,t}$  sind stationäre Prozesse. Damit sind  $y_t$  und  $x_t$  kointegriert mit dem Kointegrationsvektor  $[1 \ -\beta]$ . Die Residuen der Langfristschätzung  $u_{1,t}$  sind in der Regel zeitlich korreliert und mit  $u_{2,t}$  korreliert.<sup>13</sup> Die langfristige Varianz  $\Omega$  kann in die kontemporäre Kovarianz  $\Sigma$  und in die Summe der Kovarianzen  $\Lambda$  und  $\Lambda'$  zerlegt werden

$$\begin{aligned} \Omega &= E(u_t u_t') + \sum_{i=1}^{\infty} E(u_t u_{t-i}') + \sum_{i=1}^{\infty} E(u_{t-i} u_t') \\ &= \Sigma + \Lambda + \Lambda' \end{aligned} \quad (26)$$

<sup>12</sup>Im folgenden wird  $r = 1$  unterstellt.

<sup>13</sup>Bei der Schätzung eines Einzelgleichungs-ECM wird diese Korrelation von  $u_{1,t}$  und  $u_{2,t}$  nicht berücksichtigt. Dies hat negative Auswirkungen auf die Effizienz der Schätzer (Phillips und Loretan (1991)).

und  $\Delta = \Sigma + \Lambda$  .

Die langfristige Varianz von  $u_{1,t}$  bei gegebenem  $u_{2,t}$  (bedingte Varianz) lautet

$$\Omega_{11.2} = \Omega_{11} - \Omega_{12}\Omega_{22}^{-1}\Omega_{21} . \quad (27)$$

Aus der Endogenität der Regressoren resultiert folgende Verzerrung:

$$\Delta_{21}^* = \Delta_{21} - \Delta_{22}\Omega_{22}^{-1}\Omega_{21} . \quad (28)$$

Die langfristige Varianz wird über die Residuen einer KQ-Schätzung der Langfristbeziehung in (25) bestimmt. Die Kovarianzen gehen gewichtet in  $\hat{\Lambda}$  und  $\hat{\Lambda}'$  ein, wobei die Gewichte mit der zeitlichen Distanz der Beobachtungen  $i$  abnehmen. Weit auseinander liegende Beobachtungen werden nicht berücksichtigt. Der Abschneideparameter ist so zu wählen, daß die auf der Endogenität beruhende Verzerrung  $\Delta_{21}^*$  eliminiert wird. Die Schätzergebnisse reagieren sensitiv auf die Wahl dieses Parameters. Die spezifische Form der Gewichtungsfunktion (bspw. Bartlett, Parzen, QS) ist hingegen von geringerer Relevanz (Hansen (1992)). Andrews (1991) entwickelt einen Schätzer für den Abschneideparameter, der darauf basiert, den mittleren quadratischen Fehler der abgeschnittenen Terme asymptotisch zu minimieren.

Der FMOLS-Schätzer für den Langfristparameter in (25) lautet

$$\hat{\beta}_{FM} = \left( \sum_{t=1}^T (y_t^+ x_t' - (0 \ \hat{\Delta}_{21}^*)) \right) \left( \sum_{t=1}^T x_t x_t' \right)^{-1} . \quad (29)$$

Er entspricht dem OLS-Schätzer des modifizierten Modells

$$\begin{aligned} y_t^+ &= \beta x_t + u_{1,t} \\ \Delta x_t &= u_{2,t} \end{aligned} \quad (30)$$

$$\begin{pmatrix} u_{1,t}^+ \\ u_{2,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} I & -\Omega_{12}\Omega_{22}^{-1} \\ 0 & I \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \end{pmatrix}$$

mit der dazugehörigen langfristigen Kovarianzmatrix

$$\Omega^+ = \begin{bmatrix} \Omega_{11.2} & 0 \\ 0 & \Omega_{22} \end{bmatrix} .$$

Die Teststatistiken sind asymptotisch t-verteilt. Damit sind Aussagen über die Signifikanz von Parametern möglich.

Der Full-Information-Maximum-Likelihood-Schätzung nach Johansen (1988, 1991) liegt als datengenerierender Prozeß ein VAR(p)-Modell für  $y_t$  zugrunde. Es wird a priori keine Einteilung in endogene und exogene Variablen getroffen

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \mu + \varepsilon_t \quad (31)$$

$y_t$  ist ein Vektor von  $k$  Variablen.  $A_1, \dots, A_p$  sind  $(k \times k)$ -dimensionale Koeffizientenmatrizen,  $\varepsilon_t$  ist ein  $k$ -dimensionaler Vektor von Störgrößen, wobei  $\varepsilon_t \sim \text{iid } N(0, \Omega)$ .  $p$  ist die maximale Lagordnung des Systems. Der Vektor  $\mu$  enthält  $k$  Konstanten. Dieses System ist unter bestimmten Bedingungen auch in der Error-Correction-Form darstellbar

$$\Delta y_t = \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \Pi y_{t-p} + \mu + \varepsilon_t \quad (32)$$

mit  $\Gamma_i = \sum_{j=1}^i A_j - I, i = 1, \dots, p-1.$

Das Vector-Error-Correction-Modell ist ein VAR-Modell in ersten Differenzen ( $\Delta y_t$ ), das die langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen zwischen den Niveaus der Variablen berücksichtigt. Die Koeffizientenmatrix  $\Pi$  läßt sich in die Gewichtungsmatrix  $\alpha$  und die Matrix der Kointegrationsvektoren  $\beta$  aufspalten

$$\Pi = \alpha \beta'$$

$\hat{\lambda}_i$  sind die Eigenwerte der charakteristischen Gleichung

$$\left| \hat{\lambda}_i S_{kk} - S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k} \right| = 0 \quad (33)$$

Die Eigenwerte sind die quadratischen kanonischen Korrelationen zwischen den "Niveau"-Residuen und den "Differenzen"-Residuen. Der Größe nach geordnet sind dies

$$\hat{\lambda}_1 > \hat{\lambda}_2 > \dots > \hat{\lambda}_k \quad .$$

Da  $\Pi$  keinen vollen Rang hat, ist dies eine reduzierte Rangregression bzw. eine multivariate kanonische Korrelationsanalyse. Es ergeben sich  $k$  Eigenvektoren

$$\hat{V} = (\hat{v}_1, \hat{v}_2, \dots, \hat{v}_k)$$

Diese Vektoren  $\hat{v}_i$  werden so normalisiert, daß gilt:

$$\hat{V}' S_{kk} \hat{V} = I .$$

Die Kointegrationsbeziehungen  $\hat{\beta}$  sind die ersten  $r$  normalisierten Eigenvektoren. Die Eigenvektoren bestimmen die Linearkombinationen  $\hat{v}_i' y_t$ , die, unter Berücksichtigung von  $\Delta y_{t-1}$ , am stärksten mit  $\Delta y_t$  korrelieren. Die Größe von  $\hat{\lambda}_i$  ist ein Maß dafür, wie stark die Kointegrationsbeziehungen  $\hat{v}_i' y_t$  mit dem stationären Teil des Prozesses korrelieren. Die übrigen  $k-r$  Linearkombinationen sind nichtstationär. Diese sind theoretisch mit dem stationären Teil des Prozesses nicht korreliert, d.h.  $\lambda_i = 0$ ,  $i = r+1, \dots, k$ .

$$\hat{\beta} = (\hat{v}_1, \dots, \hat{v}_r) \quad (34)$$

Für jeden Eigenvektor  $\hat{v}_i$ ,  $i=1, \dots, r$  gibt es einen entsprechenden Vektor  $\alpha_i$  der Dimension  $k \times 1$ , bei dem mindestens ein Element von Null verschieden ist. Die Elemente von  $\alpha_i$  sind die Gewichte, mit denen die Kointegrationsbeziehung  $\hat{v}_i' y_t$  in jede der  $k$  Gleichungen des Systems eingeht. Der durch  $\alpha$  und  $\beta$  aufgespannte Raum wird durch den Spaltenraum und den Zeilenraum von  $\Pi$  eindeutig definiert. Die einzelnen Parameter  $\alpha_{ij}$  und  $\beta_{ij}$  sind hingegen nicht eindeutig definiert. Für jede nicht-singuläre Matrix  $\xi$  resultiert aus  $\alpha\xi$  und  $\beta(\xi')^{-1}$  dieselbe Matrix  $\Pi$  und damit dieselbe Wahrscheinlichkeitsverteilung für die Variablen. Daher sind die unrestringierten Kointegrationsvektoren  $\beta_i$  nicht identifiziert, d.h. nicht im Sinne der ökonomischen Theorie interpretierbar.

In der Maximum-Likelihood-Prozedur von Johansen liegt das statistische Problem darin, zwischen Eigenwerten, die gleich Null sind, und Eigenwerten, die von Null verschieden sind, zu unterscheiden. Johansen hat für dieses Problem Likelihood-Ratio-Tests entwickelt. Der Trace-Test überprüft die Hypothese von  $r$  Kointegrationsvektoren gegenüber der Alternative von  $k$  langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen

$$-2 \ln Q(H_1(r)|H_0(k)) = -T \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i) . \quad (35)$$

Diese Teststatistik folgt einer Brownschen Bewegung. Kritische Werte wurden u.a. von Johansen (1988) angegeben. Die Annahme der schwachen Exogenität kann im Rahmen des Johansen-Verfahrens durch Restriktionen auf die Loading-Matrix überprüft werden. Die Teststatistik für die Hypothese  $H_0: \alpha_i = 0$  ist  $\chi^2$ -verteilt.

## 2 Tests auf Stabilität

### 2.1 Tests auf Basis der FMOLS-Schätzung

Da die Variablen der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung nichtstationäre Größen sind, können die Tests auf Strukturkonstanz, wie sie bei stationären Prozessen üblich sind (CUSUM-Test, Chow-Test, etc.), nicht mit den üblichen kritischen Werten angewendet werden. Hansen (1992) hat Testverfahren entwickelt, die auf den Residuen der Fully Modified OLS-Schätzung basieren.

Beim SupF-Test und beim MeanF-Test wird unter der Nullhypothese Strukturkonstanz unterstellt. Die Alternativhypothese lautet auf Nichtkonstanz der Langfristparameter. Der Zeitpunkt des Strukturbruchs ist nicht bekannt. Als Teststatistik des SupF-Tests verwendet man das Supremum der F-Statistiken

$$\text{SupF} = \sup_{t/T \in \tau} F_t \quad (36)$$

wobei die Testregion  $\tau$  eine Untermenge aus der Menge  $(0,1)$  ist. Basis des Tests sind die Ergebnisse der FMOLS-Schätzung.

$$F_{\tau} = \text{vec}(S_{\tau})' \left( \hat{\Omega}_{11,2} \otimes V_{\tau} \right)^{-1} \text{vec}(S_{\tau}) \quad (37)$$

$$S_{\tau} = \sum_{j=1}^t \hat{s}_j \quad \hat{s}_t = \left( x_t \hat{u}_{1,t}' - \begin{pmatrix} 0 \\ \hat{\Delta}_{21}^+ \end{pmatrix} \right)$$

$$V_{\tau} = M_{\tau} - M_{\tau} M_{\tau\tau}^{-1} M_{\tau} \quad M_{\tau} = \sum_{j=1}^t x_j x_j'$$

Betrachtet man  $F_{\tau}$  für einen bestimmten Zeitpunkt, so entspricht dies dem traditionellen Chow-Test. Es werden die Schätzergebnisse zweier Teilperioden miteinander verglichen, wobei die Varianz für den gesamten Beobachtungszeitraum verwendet wird.

Die Wahl der Testregion ist schwierig. Für die Testregion schlägt Andrews  $\tau = [0.15, 0.85]$  vor. Würde man die Extrema 0 und 1 in den Test mit einbeziehen, so würde die Teststatistik mit großer Wahrscheinlichkeit gegen Unendlich tendieren, und damit die Parameterkonstanz verworfen werden.

Der MeanF-Test basiert auf dem Durchschnitt der  $F_{\tau}$ -Teststatistik über alle Werte von  $\tau$ , wobei ähnlich wie beim SupF-Test zur Stabilisierung die Anfangs- und Endwerte vernachlässigt werden.

Im Gegensatz zum SupF-Test und zum MeanF-Test können beim Lc-Test alle Beobachtungen berücksichtigt werden.

$$Lc = \text{tr} \left\{ M_{TT}^{-1} \left( \sum_{t=1}^T S_t \hat{\Omega}_{11.2}^{-1} S_t' \right) \right\} . \quad (38)$$

Es ist keine Stabilisierung (trimming) notwendig. Unter der Nullhypothese wird Parameterkonstanz, und damit Kointegration, unterstellt, unter der Alternativhypothese Parameterinstabilität (zeitvariable Parameter folgen Martingale-Prozessen), und damit keine Kointegration. Es ist dann von einem Modell auszugehen, in dem sich die Parameter graduell ändern.

## 2.2 Tests im Rahmen des Johansen-Verfahrens

Im Rahmen der Johansen-Prozedur können Stabilitätstests auf der Grundlage der Eigenwerte durchgeführt werden. Die rekursive Analyse eines bedingten Modells ermöglicht Tests auf Parameterkonstanz. Die Variabilität der Kointegrationsbeziehungen  $\hat{\beta}_i$  und der Anpassungskoeffizienten  $\hat{\alpha}_i$  spiegelt sich in der Entwicklung der Eigenwerte  $\hat{\lambda}_i$  wieder (Hansen und Johansen (1993)). Variieren die Eigenwerte im Zeitablauf stark, so deutet dies auf Instabilitäten im betrachteten Modell hin. Will man die zeitliche Entwicklung der strukturellen Koeffizienten beurteilen, so müssen diese identifiziert sein.

In einer anderen Testvariante werden die für Teilperioden geschätzten Kointegrationsvektoren mit denen für den gesamten Beobachtungszeitraum bzw. mit denen einer bestimmten Teilperiode verglichen. Die Basisperiode sollte deutlich mehr Beobachtungen als Regressoren enthalten. Letztere Vorgehensweise ist angebracht, wenn ein Strukturbruch zu einem bestimmten Zeitpunkt erwartet wird. Erstere Vorgehensweise dient dazu, zu testen, ob die Kointegrationsvektoren der Gesamtperiode in den Kointegrationsräumen der einzelnen Teilperioden liegen. Der Test kann mit oder ohne Parameterrestriktionen auf den Kointegrationsvektoren für alle Teilzeiträume durchgeführt werden. Die Nullhypothese lautet:

$$H_{\beta_i} : \tilde{\beta} \in \text{sp}(\beta_{\tau}) \quad \tau = T_0, \dots, T .$$

Die Teststatistik lautet

$$-2 \ln \left( Q \left( H_{\beta_i} \left| \hat{\beta}(\tau) \right. \right) \right) = \tau \sum_{i=1}^r \left( \ln(1 - \hat{\rho}_i(\tau)) - \ln(1 - \hat{\lambda}_i(\tau)) \right), \quad (39)$$

wobei  $\hat{\rho}_i(\tau)$  die Lösungen des restringierten Eigenwertproblems

$$\left| \rho \tilde{\beta} S_{kk}(\tau) \tilde{\beta} - \tilde{\beta} S_{k0}(\tau) S_{00}^{-1}(\tau) S_{0k}(\tau) \tilde{\beta} \right| = 0 \quad (40)$$

und  $\hat{\lambda}_i(\tau)$  die  $r$  größten Eigenwerte des unrestringierten Eigenwertproblems sind. Die Teststatistik ist asymptotisch  $\chi^2$ -verteilt mit  $(d_k - r)r$  Freiheitsgraden ( $d_k = k + 1$ , falls die Konstante auf die Langfristbeziehung restringiert wurde).

Die Stabilität der Kurzfristparameter kann mit Hilfe des CUSUM-Tests überprüft werden.

#### IV. Empirische Analyse

Die Analyse erfolgt für den Zeitraum vom ersten Quartal 1975 bis zum zweiten Quartal 1995.<sup>14</sup> Im Frühjahr 1973 endete das System fester Wechselkurse von Bretton Woods, im Dezember 1974 hat die Deutsche Bundesbank zum ersten Mal ein Geldmengenziel verkündet. Diese Ereignisse haben möglicherweise zu einem Strukturbruch in den Zeitreihen geführt. Um derartige Störungen auszuschließen, wurden die Beobachtungen vor diesem Zeitpunkt nicht berücksichtigt. Die Zeitreihen für die verschiedenen Geldmengenabgrenzungen bzw. Komponenten sowie die Zeitreihen für die Zinssätze und Renditen am Kapitalmarkt wurden dem Monatsbericht der Deutschen Bundesbank entnommen. Die Daten über das Bruttoinlandsprodukt stammen vom Statistischen Bundesamt. Die Zeitreihen enthalten bis zum zweiten Quartal 1990 Daten für Westdeutschland, ab dem dritten Quartal 1990 die Werte für Gesamtdeutschland. Auf diese Weise konnte vermieden werden, den unterschiedlichen Sprung für die Geldmengenaggregate und die Transaktionsgröße modellieren zu müssen. Es handelt sich um Ursprungswerte. Simulationsanalysen haben gezeigt, daß bei Verwendung von saisonbereinigten Reihen ungünstige Auswirkungen auf den Anpassungskoeffizienten des Fehlerkorrekturterms auftreten (Ericsson, Hendry und Tran (1994)).

---

<sup>14</sup>Eine Ausnahme hiervon bilden die Tests auf schwache Separierbarkeit, da die maximale Anzahl von Beobachtungen programmtechnisch auf 75 begrenzt ist: erstes Quartal 1977 bis zweites Quartal 1995.

## 1 Test auf schwache Separierbarkeit

Die Tests auf schwache Separierbarkeit stellen einen interessanten, nutzentheoretisch fundierten Beitrag zur Definition von Geld dar. Die von einer Notenbank gewählte Abgrenzung sollte die Aggregationsbedingungen erfüllen. Werden diese Voraussetzungen nicht erfüllt, so ist es nicht ausreichend, die Entwicklung des Aggregates insgesamt zu analysieren, sondern es ist notwendig, Strukturveränderungen innerhalb des Aggregates mit einzubeziehen.

Der hier verwendete Test auf schwache Separierbarkeit<sup>15</sup> ist nicht-parametrischer Art. Es wird keine spezifische funktionale Form für die Nutzenfunktion unterstellt. Dadurch können die Probleme der parametrischen Ansätze, die sensitiv auf die funktionale Form reagieren, vermieden werden. Zudem wird stets die gemeinsame Hypothese der schwachen Separierbarkeit und der gewählten Funktionsform der Nutzenfunktion auf ihre Gültigkeit getestet.

In der Literatur wurde die Zulässigkeit verschiedener Geldmengenabgrenzungen für Deutschland bisher von Belongia (1993a) und Spencer (1995) getestet.<sup>16</sup> Spencer konnte für Monatsdaten M3 als zulässiges Aggregat im Beobachtungszeitraum von Februar 1991 bis Januar 1995 identifizieren. Die Ergebnisse von Belongia (1993a) sprechen jedoch dafür, die Termineinlagen nicht in einem Aggregat zu berücksichtigen. Dabei wurden Monatsdaten von Januar 1975 bis Mai 1990 analysiert.

Die Haltung von Geld ist mit Kosten in Form von entgangenen Zinserträgen verbunden. Diese Opportunitätskosten sind mit der Höhe der Alternativverzinsung positiv korreliert. Je nachdem, ob die verschiedenen Geldkomponenten eine positive Eigenverzinsung aufweisen, fallen diese Kosten unterschiedlich hoch aus. Ausgehend von einem intertemporalen Ansatz der Nutzenmaximierung hat Barnett (1978) einen Ausdruck für die realen Nutzungskosten  $\pi_{i,t}$  des Finanzaktivums  $i$  abgeleitet, der im folgenden als Maß für die Opportunitätskosten verwendet wird:

$$\pi_{i,t} = \frac{R_t - r_{i,t}}{1 + R_t} .$$

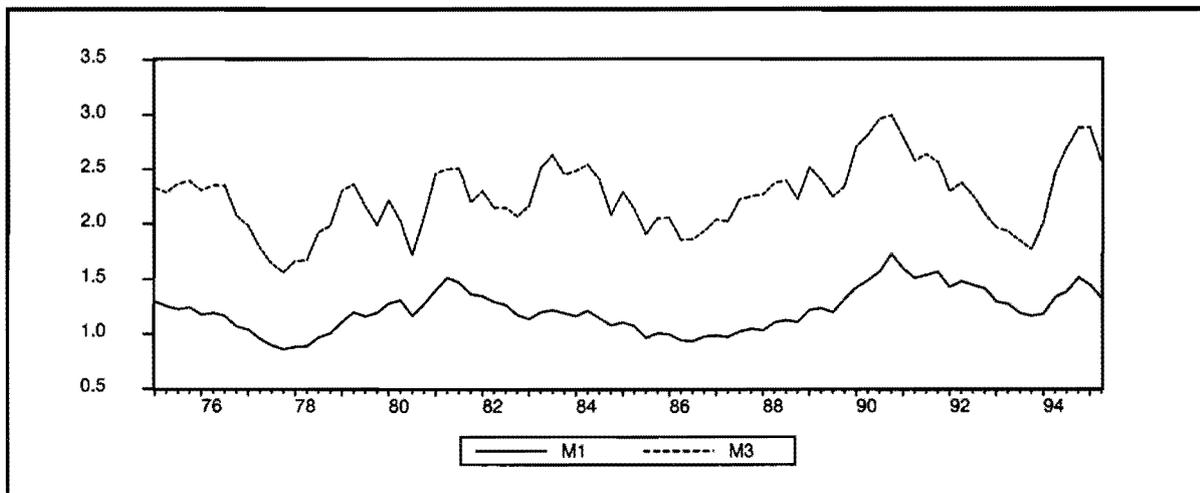
---

<sup>15</sup>Die Analyse wurde mit dem Programm NONPAR (nonparametric revealed preference procedure) durchgeführt, das von Varian entwickelt wurde.

<sup>16</sup>Für USA und Großbritannien wurden derartige Analysen in einer Vielzahl von Studien durchgeführt (bspw. Fisher (1989), Belongia (1993a), Swofford (1995)).

$R_t$  ist der Ertrag eines Vergleichsaktivums. Hierfür wurde die Umlaufrendite inländischer Inhaberschuldverschreibungen und Anleihen der öffentlichen Hand herangezogen.  $r_{i,t}$  ist die Eigenverzinsung des Aktivums  $i$ . Für die wenigen Zeitpunkte, in denen die Eigenverzinsung die "benchmark rate" überstieg (inverse Zinsstruktur), wurden die Nutzungskosten auf den Wert Null gesetzt (Swofford (1995), S. 159).  $(1 + R_t)$  ist der Diskontierungsfaktor. Abb. 7 zeigt, daß die Transaktionskosten für M1 und M3 in Relation zum realen Bruttoinlandsprodukt stark variieren (M3 stärker) und im Zeitablauf keinen Trend aufweisen.

**Abb. 7: Nutzungskosten für M1 und M3 in Relation zum realen Bruttoinlandsprodukt (in Prozent)**



Als mögliche Assets wurden Bargeld (BG), Sichteinlagen (SE), Termineinlagen mit einer Laufzeit von unter vier Jahren (TE), Spareinlagen mit dreimonatiger Kündigungsfrist (SP), Euroeinlagen (EU) und börsenfähige Bankschuldverschreibungen (BS) berücksichtigt. Das weiteste Geldmengenaggregat, das analysiert wird, ist damit M3 erweitert (ohne Geldmarktfonds). Es wird hier unterstellt, daß entsprechend dem Kriterium der schwachen Separierbarkeit die Zusammenfassung der Güter in die Kategorien Konsumgüter, Freizeit und Finanzassets möglich ist, so daß die Analyse auf die Kategorie Finanzassets beschränkt werden kann. Auf dieser Basis kann dann die Zulässigkeit verschiedener, im Vergleich zu M3 erweitert engerer Geldmengenabgrenzungen getestet werden. Es wird die reale Haltung der einzelnen Komponenten betrachtet. Für Bargeld und für Sichteinlagen wird eine Eigenverzinsung von Null unterstellt. Bei den Termineinlagen wird der Habenzins für Festgelder mit einer Laufzeit von einem bis drei Monaten und einer Anlagensumme von 100000 DM bis unter 1 Mio. DM, bei den Spareinlagen der Habenzins für Spareinlagen mit einer dreimonatigen Kündigungsfrist, bei den Euroeinlagen der Zinssatz für Dreimonatsgeld am Eurogeldmarkt und bei den Bankschuldverschreibungen die Umlaufrendite für Bankschuldverschreibungen verwendet.

Für den Gesamtzeitraum (77.1-95.2) ist für M3 erweitert (M3E) als umfassendste Kategorie von Finanzaktiva GARP nicht erfüllt (7 Verletzungen der Konsistenzbedingung). Beschränkt man sich dagegen auf die Periode 83.1-95.2, so sind keine Verletzungen von GARP zu beobachten. Faßt man nun einzelne Komponenten innerhalb dieser Gruppe zu Aggregaten zusammen, so läßt sich schwache Separierbarkeit für M1, M3 und M3+Euroeinlagen (M3EU) nachweisen. Dabei ist allerdings zu beachten, daß Bargeld und Sichteinlagen identische Nutzungskosten aufweisen. Die schwache Separierbarkeit von M3 erweitert wird annahmegemäß unterstellt. Diese Abgrenzungen erfüllen die Bedingungen der Aggregationstheorie für die Zusammenfassung der Komponenten zu einem Aggregat. Für M2 und M1B (M1 plus Spareinlagen) ist diese Eigenschaft zu verwerfen, da in diesen Fällen bereits GARP nicht erfüllt ist.

**Tabelle 2: Ergebnisse der Tests auf GARP und auf schwache Separierbarkeit (83.1-95.2)**

Elemente der Nutzenfunktion	Elemente der Subnutzenfunktion	GARP-Verletzungen	schwache Separierbarkeit
BG, SE, TE, SP, EU, BS		0	
"	BG, SE, TE, SP, EU	0	+
"	BG, SE, TE, SP	0	+
"	BG, SE, TE	1	-
"	BG, SE, SP	1	-
"	BG, SE	0	+

Bei diesen Tests ist jedoch die geringe statistische Güte zu beachten. Tritt auch nur eine Beobachtung auf, die die Bedingung der Konsistenz (marginal) nicht erfüllt, so ist kein Test auf schwache Separierbarkeit mehr möglich. Eine derartige Verletzung der Bedingung könnte jedoch auch durch eine reine Zufallsstörung verursacht sein (Barnett, Fisher und Serletis (1992)). Aufgrund der genannten Einschränkungen darf dieser Ansatz als ein geeignetes Kriterium für die optimale Geldmengenabgrenzung nicht überinterpretiert werden.

## 2 Analyse von Geldnachfragefunktionen

Die Stabilität der Geldnachfrage ist für die Politik der Geldmengensteuerung von zentraler Bedeutung (Friedman und Schwartz (1963)). "In sum, a stable demand function for money means that the quantity of money is predictably related to a small set of key variables link-

ing money to the real sector of the economy" (Judd und Scadding (1982), S. 993). Es ist somit zu klären, ob für die alternativen Geldmengenabgrenzungen stabile Nachfragefunktionen spezifiziert werden können.

Die Stabilität der deutschen Geldnachfrage wird in einer Reihe von Arbeiten analysiert (siehe Tabellen 3a und 3b). In neueren Arbeiten steht vor allem die Frage im Mittelpunkt, ob es zu strukturellen Veränderungen durch die deutsche Vereinigung gekommen ist. Mit der deutschen Vereinigung kam es zu einer Veränderung des realen Outputs um circa 9% und zu einer Änderung der Geldmenge M3 um 15%. Um Auswirkungen der Sprünge in den Zeitreihen auf die Schätzkoeffizienten zu vermeiden, schlagen einzelne Autoren eine Sprungbereinigung der betroffenen Zeitreihen vor, d.h. es wird versucht, Sprungeffekte von strukturellen Veränderungen zu trennen. Lütkepohl, Teräsvirta und Wolters (1995) betrachten bspw. Pro-Kopf-Nachfragefunktionen für M1 und M3. Sie unterstellen dabei, daß die Pro-Kopf-Geldnachfrage in Ostdeutschland der für die westlichen Bundesländer entspricht und auch keine Anpassungsprozesse notwendig waren. Die Autoren stellen eine Instabilität bei M1 fest, die auf Veränderungen im Saisonmuster der Zeitreihen der Geldmenge und der Transaktionsgröße zurückgeführt wird.<sup>17</sup> Für M3 können sie keine geeignete Spezifikation feststellen. Herrmann, Reimers und Tödter (1994) führen eine Sprungbereinigung durch, indem sie die Werte nach der Wiedervereinigung um 9% reduzieren. Dies entspricht dem Sprung im Bruttoinlandsprodukt im dritten Quartal 1990. Diese Vorgehensweise dürfte jedoch eher ad hoc Charakter besitzen. Sie impliziert u.a. eine Einkommenselastizität von Eins. Die Mehrzahl der Autoren nimmt keinerlei Sprungbereinigung vor. Bevorzugte Schätzverfahren sind in neueren Analysen das Maximum-Likelihood-Verfahren nach Johansen und das Stock-Verfahren als Einzelgleichungsansatz.

Die Analysen kommen zu unterschiedlichen Ergebnissen hinsichtlich der Frage der Existenz einer langfristigen Gleichgewichtsbeziehung. In der Mehrzahl der Fälle deuten die Schätzergebnisse darauf hin, daß eine Kointegrationsbeziehung zwischen den betrachteten Variablen vorliegt. Stabilitätsanalysen beschränken sich in der Regel auf den numerischen Vergleich zwischen den Ergebnissen für unterschiedliche Teilperioden. Erst in jüngster Zeit kommen Tests zum Einsatz, die explizit die Nichtstationarität der Regressoren berücksichtigen.

---

<sup>17</sup>Dies zeigt die Relevanz der Entscheidung, saisonbereinigte Werte oder Ursprungswerte zu verwenden.

**Tabelle 3a: Überblick über ausgewählte Analysen zur deutschen Geldnachfrage (incl. Vereinigung)**

Autor	Aggregat	Periode	Verfahren <sup>18</sup>	Ergebnis
Hansen, Kim (1995)	M1, M3	60.1-89.4	SEECM, FMOLS SupF-, MeanF-Tests	M1 stabil, M3 stabil,
	M1, M3	60.1-92.4		M1 stabil, M3 ?
Lütkepohl, Teräsvirta, Wolters (1995)	M1	60.1-93.4	nichtlinear	M1 instabil
Kole, Meade (1995)	M3	70.1-94.4	SEECM	M3 stabil
Issing, Tödter (1995)	M3	75.1-93.2	EG	M3 stabil
Sachverständigen- rat (1995)	ZBGM <sup>19</sup>	74.1-94.2	SEECM	ZBGM stabil
Deutsche Bundes- bank (1995b)	M3	75.1-94.4	EG	Kointegration M3 stabil
Falk und Funke (1995)	M1	77.4-92.4	SEECM Chow	M1 stabil
Kim (1994)	M1, M3	60.1-92.4	SEECM, FMOLS SupF-, MeanF-Tests	M1 stabil M3 stabil
Gerlach (1994)	M3	71.1-89.4	SEECM Prognose (90.1-92.1)	M3 stabil
Herrmann, Reimers, Tödter (1994)	M1B, M3	76.3-93.4	EG	M1B stabil M3 stabil
OECD (1993)	M3	70.1-92.4	SEECM	M3 instabil
Scheide (1993)	M3 (Umlaufge- schwindigkeit)	72.1-92.6	ARIMA	M3 stabil
Von Hagen (1993)	M1, M3 (Umlaufge- schwindigkeit)	65.1-91.4	SEECM	M1 stabil M3 instabil

<sup>18</sup>EG steht für Engle-Granger-Verfahren, SEECM für den einstufigen Stockansatz, DOLS für dynamic OLS (Stock und Watson (1993)).

<sup>19</sup>Zentralbankgeldmenge in der Abgrenzung des Sachverständigenrates.

**Tabelle 3b: Überblick über ausgewählte Analysen zur deutschen Geldnachfrage  
(ohne Vereinigung)**

Autoren	Aggregat	Periode	Verfahren	Ergebnis
Lütkepohl, Moryson, Wolters (1995)	M1	60.1-90.4	zeitvariable Koeffizienten	M1 instabil
Hoffman, Rasche, Tieslau (1995)	M1	60.1-88.4	Johansen, DOLS rekursive Schätzungen	M1 stabil
Buscher, Frowen (1993)	M1, M3	73.1-87.4	SEECM	M1 stabil M3 stabil
Gaab, Liedtke (1992)	M1, M2, M3	61.2-88.4	Johansen	instabil
Funke und Hall (1992)	M3	69.1-90.4	Johansen	M3 stabil
Boughton (1991)	M1, M3	72.1-88.4	EG, SEECM, Johansen	Bruch: 74.2
Rüdel (1989)	M1	61.1-87.4	EG, Johansen	M1 stabil
Trehan (1988)	ZBGM, M1, M2, M3	75.1-86.4	SEECM	ZBGM stabil M3 stabil

In der nachfolgenden empirischen Arbeit wird die langfristige Geldnachfrage ( $m - p$ ) für verschiedene Geldmengenabgrenzungen in realer Form spezifiziert

$$m - p = \beta_0 + \beta_1 yr + \beta_2 rl + u_t \quad (41)$$

Dies impliziert das Vorliegen von Preishomogenität.<sup>20</sup> Die nominale Geldmenge ( $m$ ) wird mit dem Deflator der inländischen Verwendung ( $p$ ) deflationiert. Als Skalenvariable bzw. Transaktionsgröße wird das reale Bruttoinlandsprodukt ( $yr$ ) herangezogen. Die Opportunitätskosten werden bei weiten Geldmengenabgrenzungen mit Hilfe des langfristigen Zinssatzes ( $rl$ ) und bei engen Abgrenzungen mit dem Geldmarktsatz für Dreimonatsgeld ( $rk$ ) modelliert. Alternativ könnte bei weiten Aggregaten die Differenz zwischen dem langfristigen Zins und der Eigenverzinsung des Aggregates verwendet werden, da diese Aggregate auch verzinsliche Komponenten enthalten. Die Geldnachfrage reagiert dann positiv auf Veränderungen der Eigenverzinsung und negativ auf Veränderungen der langfristigen

<sup>20</sup>"The quantity theory of money takes it for granted, first, that the real quantity rather than the nominal quantity of money is what ultimately matters to holders of money and, second, that in any given circumstances people wish to hold a fairly definite real quantity of money" (Friedman (1987), S. 4).

Zinsen. Die Eigenverzinsung eines Aggregates ergibt sich als gewichtetes Mittel der Renditen der einzelnen Komponenten, wobei laufende Gewichte verwendet werden.<sup>21</sup> In die Gleichungen für die kurzfristige Entwicklung wird die Inflationsrate ( $\Delta p$ ) als Regressor aufgenommen. Damit sind vorübergehende Abweichungen von der Preishomogenität möglich.

$$\Delta(m - p) = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta y_r + \alpha_2 \Delta p + \alpha_3 \Delta r_l + \alpha_4 (m - p)_{-1} + \alpha_5 y_{r,-1} + \alpha_6 r_{l,-1} + \varepsilon_t \quad (42)$$

Zunächst werden die Variablen auf Einheitswurzel getestet.<sup>22</sup> Anschließend wird mit Hilfe des Johansen-Ansatzes untersucht, ob bzw. wieviele langfristige Gleichgewichtsbeziehungen in einem mehrdimensionalen System vorliegen. Liegen derartige Relationen vor, so wird anschließend die Frage der schwachen Exogenität des realen Bruttoinlandsprodukts und der Zinsvariablen analysiert. Sind diese Variablen schwach exogen, so kann das betrachtete Modell auf ein bedingtes Modell für die reale Geldnachfrage reduziert werden, ohne den Informationsgehalt des marginalen Modells für die Schätzung zu vernachlässigen. Der Johansen-Test deutet auf jeweils nur eine Langfristbeziehung hin. Diese Gleichgewichtsbeziehung bzw. die kurzfristige Dynamik werden simultan mit Hilfe des Stock-Ansatzes geschätzt. Alternativ werden der FMOLS-Schätzer von Phillips und das Maximum-Likelihood-Verfahren unter Berücksichtigung der Exogenitätsannahmen von Johansen verwendet.

## 2.1 Einheitswurzeltests

Da Schätz- und Testverfahren von den statistischen Eigenschaften der betrachteten Zeitreihen abhängig sind, werden zunächst die Variablen mit Hilfe von Einheitswurzeltests auf ihren Integrationsgrad hin untersucht. Die Analyse wird mit Hilfe des Augmented Dickey-Fuller-Tests (ADF) und des Phillips-Perron-Tests (PP) durchgeführt. Die Laglänge beim ADF-Test, d.h. die Anzahl der verzögerten endogenen Variablen, wird so festgelegt, daß die Störgrößen der ADF-Regression nicht autokorreliert sind. Beim PP-Test wurden grundsätzlich vier Lags berücksichtigt. Die Güte dieser Tests ist jedoch relativ gering. Die Variablen sind in der Regel integriert vom Grade Eins. Das Preisniveau ist nach dem ADF-Test I(2), nach dem PP-Test jedoch I(1). Die Umlaufrendite ist integriert, die Zinsdiffe-

---

<sup>21</sup>In einigen Analysen werden durchschnittliche Gewichte über den gesamten Beobachtungszeitraum berechnet (Herrmann, Reimers und Tödter (1994)). Dabei werden jedoch strukturelle Verschiebungen in den Komponenten nicht zugelassen.

<sup>22</sup>Diese Vorgehensweise wird gewählt, obwohl die Johansen-Prozedur implizit auf Stationarität der Variablen testet.

renz möglicherweise stationär. Im folgenden wird das Preisniveau als I(1)-Größe betrachtet.

## 2.2 Tests auf Rang der Kointegrationsmatrix

Ausgangspunkt ist ein VAR(p)-Modell für die reale Geldmenge, das reale Bruttoinlandsprodukt und den entsprechenden Zinssatz. Die Lagordnung p wird - ausgehend von einer niedrigen Lagordnung - so gewählt, daß die Annahmen für die Störgrößen<sup>23</sup> erfüllt sind. In Tabelle 4 werden die Werte der Trace-Statistik für die drei möglichen Nullhypothesen angegeben.

**Tabelle 4: Tests auf Kointegration nach Johansen (Trace-Statistik)<sup>24</sup>**

	M1	M1B	M2	M3	M3EU	M3E
$H_0$	c, 4, rk	c, 4, rk	c, 4, rl	c, 4, rl	c, 4, rl	c, 4, rl
$r = 0$	29.53	57.54**	38.11*	52.56**	58.23**	66.70**
$r \leq 1$	7.51	16.60	13.31	19.91	18.88	21.80*
$r \leq 2$	0.86	2.11	1.11	1.69	1.67	2.33
LM (1)	21.75 (0.01)	27.18 (0.00)	10.85 (0.29)	6.23 (0.72)	5.11 (0.82)	4.87 (0.85)
LM (4)	11.27 (0.26)	13.12 (0.16)	9.12 (0.43)	6.81 (0.66)	11.27 (0.26)	10.13 (0.34)
NV	18.24 (0.01)	8.49 (0.20)	8.34 (0.21)	5.72 (0.45)	2.31 (0.89)	1.14 (0.98)

c repräsentiert eine Konstante, die ausschließlich in der Langfristbeziehung vorkommt. In die Kurzfrisdynamik wird die Inflationsrate und eine Dummyvariable (D90.3) aufgenommen, die im dritten Quartal 1990 gleich Eins und sonst gleich Null ist. Diese Dummyvariable soll den 15%igen Anstieg der Geldmenge durch die Währungsunion einfangen. LM(1) bzw. LM(4) stehen für Lagrange-Multiplikator-Tests auf Autokorrelation erster bzw. vierter Ordnung (Godfrey (1988)). NV ist ein Test auf Normalverteilung (Shenton und Bowman (1977), Doornik und Hansen (1994)). Alle diese Tests beziehen sich auf den multivariaten Fall. Die marginalen Signifikanzniveaus sind jeweils in den Klammern unterhalb der Teststatistiken angegeben.

<sup>23</sup>Freiheit von Autokorrelation, Normalverteilung.

<sup>24</sup>Zu den kritischen Werte für die Trace-Statistik vgl. Hansen und Juselius (1995), S. 80, Tab. B.2. \*\* bzw. \* bedeutet Signifikanz auf dem 1%- bzw. 5%-Niveau.

Für die verschiedenen Geldmengenabgrenzungen ergibt sich, daß jeweils eine Kointegrationsbeziehung vorliegt. Die Trace-Statistik deutet in einigen Fällen mit einem 10%igen Signifikanzniveau auf die Existenz eines zweiten Kointegrationsvektors hin. Bei M1 sind die Annahmen des linearen Modells jedoch nicht erfüllt.

### 2.3 Exogenitätsanalyse

Da in den VAR-Modellen für die einzelnen Aggregate jeweils eine langfristige Beziehung nachgewiesen werden konnte, ist nun zu testen, ob diese im Sinne einer Geldnachfragebeziehung interpretiert werden kann. Es wird daher im folgenden überprüft, ob die Transaktionsgröße und die Opportunitätskostengröße für den Kointegrationsvektor als schwach exogen unterstellt werden können. Trifft dies zu, so ist es für Inferenzzwecke ausreichend, ein bedingtes Modell für die reale Geldmenge zu schätzen. Für die exogenen Größen müssen dann keine Gleichungen spezifiziert und berücksichtigt werden. Der Test erfolgt über Nullrestriktionen auf die Gewichtungsmatrix. Bezeichnet man mit  $\alpha_2$  den Gewichtungskoeffizienten des Kointegrationsvektors in der Gleichung für  $\Delta y_t$  und mit  $\alpha_3$  den Gewichtungskoeffizienten in der Gleichung für  $\Delta r_t$ , so sind  $y_t$  und  $r_t$  schwach exogen, falls die Nullhypothese

$$H_0: \alpha_2 = \alpha_3 = 0$$

nicht abgelehnt werden kann. Eine Variable ist dann als schwach exogen bezüglich des Kointegrationsvektors anzusehen, wenn der Gewichtungskoeffizient der Kointegrationsbeziehung in der Error-Correction-Gleichung nicht signifikant ist. Die Ergebnisse werden in Tabelle 5 dargestellt.

**Tabelle 5: Ergebnisse der Exogenitätsanalyse (Johansen)**

	M1	M1B	M2	M3	M3EU	M3E
$\alpha_2 = \alpha_3 = 0$	11.23 (0.00)	3.83 (0.15)	9.20 (0.01)	1.35 (0.51)	1.48 (0.48)	3.19 (0.20)
$\hat{\alpha}_1$	-0.08 (3.04)	-0.07 (6.02)	-0.23 (3.45)	-0.09 (5.72)	-0.08 (6.54)	-0.11 (7.09)

Die Teststatistik ist  $\chi^2$ -verteilt mit zwei Freiheitsgraden. In den Klammern unterhalb der Teststatistik wird das marginale Signifikanzniveau ausgewiesen. In der Regel erweisen sich der Zins und die Transaktionsgröße als schwach exogen. Die Hypothese, daß bei beiden Größen der Kointegrationsvektor insignifikant ist, kann - außer bei M1 und M2 - nicht

verworfen werden. Die Anpassungskoeffizienten ( $\hat{\alpha}_1$ ) der monetären Ungleichgewichte in den Gleichungen für  $\Delta(m - p)$  liegen in der Größenordnung von -0.10 und sind signifikant, wenn man die kritischen Werte von McKinnon (1991) verwendet (t-Werte in Klammern). Dies spricht dafür, daß die Anpassung an Ungleichgewichte über Veränderungen in der Geldnachfrage herbeigeführt wird. Der Anpassungskoeffizient bei M2 weist allerdings einen sehr hohen Wert auf.

## 2.4 Schätzung der Langfristbeziehungen

Die Parameter der langfristigen Geldnachfragefunktion werden sowohl isoliert mit Hilfe des Engle-Granger-Verfahrens als auch unter Berücksichtigung der kurzfristigen Dynamik mit Hilfe des Stock- und Johansen-Verfahrens geschätzt. Die geschätzten Koeffizienten können bei Vorliegen eines Kointegrationsvektors als (Semi-)Elastizitäten der Geldnachfrage interpretiert werden.<sup>25</sup> Die t-Werte der Koeffizienten bei der Stock-Schätzung werden durch Schätzung der entsprechenden Bewley-transformierten Gleichung ermittelt. Bei Anwendung des Johansen-Verfahrens wird ebenfalls ein partielles Modell geschätzt, d.h. die Anzahl der Kointegrationsvektoren wird auf Eins (Anzahl der signifikanten Eigenwerte) restringiert und die schwache Exogenität des Bruttoinlandsprodukts und der Zinssätze unterstellt. Für die Schätzungen mit der FMOLS-Methode wird das Quadratic Spectral-Fenster verwendet, die Bandbreite nach dem Verfahren von Andrews automatisch festgelegt. Für die einzelnen Aggregate ergeben sich folgende Ergebnisse.

**Tabelle 6: Überblick über die Schätzergebnisse für die Langfristparameter**

	M1		M1B		M2	
	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$
Engle/Granger	1.61	-1.44	1.24	-1.88	1.77	0.02
Stock	1.14 (6.01)	-4.92 (0.74)	1.13 (77.55)	-4.37 (4.76)	1.30 (4.04)	-9.58 (0.63)
Johansen	1.77	-6.11	1.30	-9.04	1.79	0.24
FMOLS	1.63 (33.55)	-1.42 (4.18)	1.27 (27.33)	-1.95 (6.00)	1.81 (46.87)	0.23 (0.45)

<sup>25</sup>Liegen zwei stationäre Langfristkombinationen für die Variablen vor, so sind die strukturellen Koeffizienten nicht mehr identifizierbar. Jede beliebige Linearkombination dieser beiden Kointegrationsbeziehungen ist wiederum stationär.

	M3		M3EU		M3E	
	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$
Engle/Granger	1.40	-1.71	1.64	-1.93	1.62	-1.46
Stock	1.18 (69.40)	-3.43 (2.97)	1.28 (22.21)	-6.22 (1.99)	1.25 (25.67)	-4.15 (1.46)
Johansen	1.32	-4.16	1.62	-4.80	1.60	-2.52
FMOLS	1.42 (30.41)	-1.74 (2.86)	1.67 (33.10)	-1.99 (3.01)	1.64 (28.60)	-1.57 (2.07)

Die Unterschiede in den Ergebnissen in Bezug auf die Einkommenselastizitäten ( $\hat{\beta}_1$ ) weichen für die verschiedenen Verfahren nicht weit voneinander ab. Die geschätzten langfristigen Einkommenselastizitäten liegen im Bereich zwischen 1.1 und 1.8 (sinkende Umlaufgeschwindigkeit). Die Zinselastizität ist für alle Aggregate - mit Ausnahme von M2 - deutlich negativ, wobei - absolut gesehen - die Stock- und die Johansen-Schätzung zu größeren Elastizitäten führen. Am stärksten auf Zinsänderungen reagiert M1B. Bei M2 und M3E ist die Semizinselastizität nicht signifikant. Bei M2 und M3 hat sich der Anteil der Termineinlagen in den 70er und 80er Jahren schubweise erhöht. Damit hat sich der Einfluß der positiven Zinselastizität der Termineinlagen auf die Zinselastizität des Gesamtaggregate M2 vergrößert. Die Zinselastizität bei Verwendung der Differenz zwischen dem langfristigen Zins und der Eigenverzinsung liegt über der Elastizität beim langfristigen Zins, da der Spread die Opportunitätskosten der Geldhaltung besser wiedergibt. Die Ergebnisse werden hier jedoch nicht ausgewiesen. Die geringere Zinselastizität von M3 im Vergleich zu M1B wird dadurch verursacht, daß die Eigenverzinsung der Termineinlagen hoch korreliert ist mit der Umlaufrendite. Die Ergebnisse deuten darauf hin, daß die Inflationsvariable in der Kurzfristbeziehung signifikant ist. Preishomogenität ist damit in der kurzen Frist nicht gegeben. Beim Stock-Ansatz ist für die verschiedenen Aggregate der Error-Correction-Ausdruck signifikant. Dies bestätigt das Ergebnis des Johansen-Ansatzes, es kann somit von der Existenz einer Langfristbeziehung ausgegangen werden.<sup>26</sup>

## 2.5 Stabilitätsanalyse

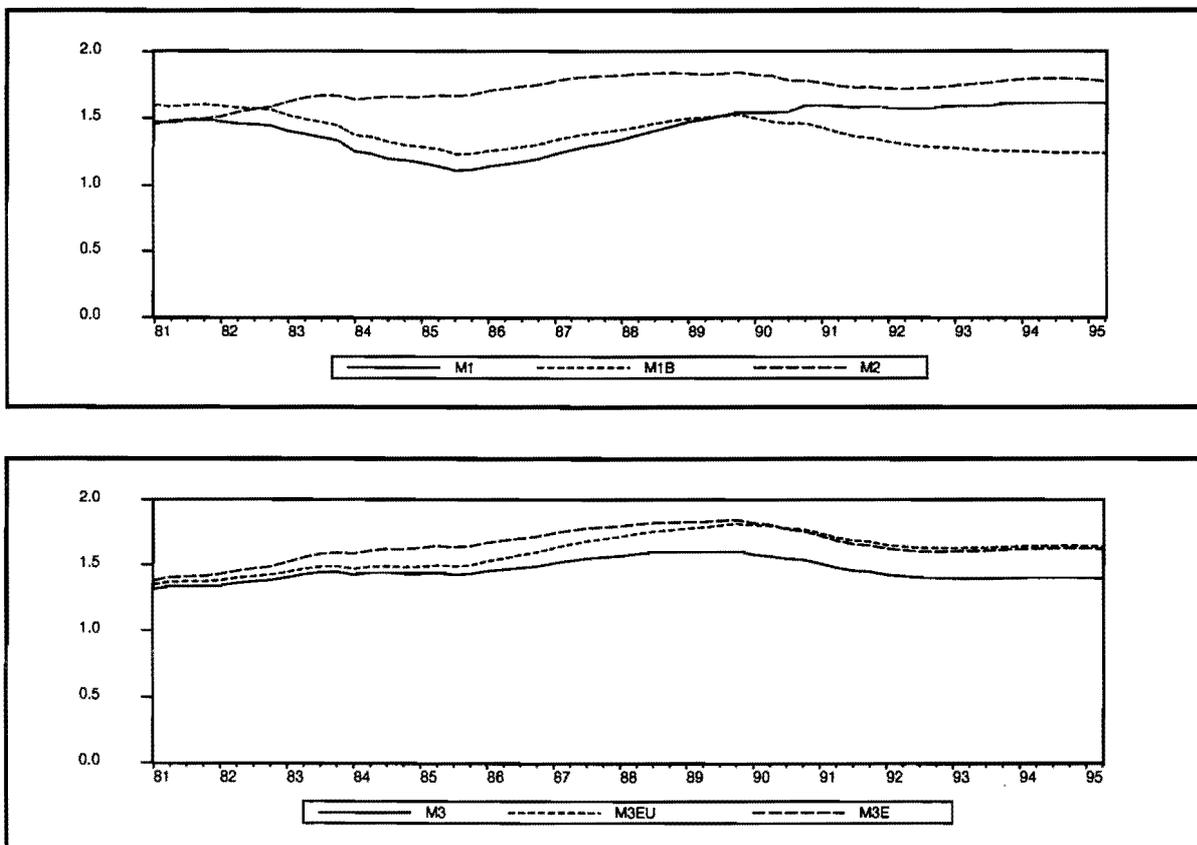
Bei der Frage der Stabilität interessiert vor allem die Stabilität der Parameter der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung.

<sup>26</sup>Der Test auf Kointegration wird anhand des t-Wertes des Error-Correction-Ausdrucks in der kurzfristigen Dynamik durchgeführt. Diese Vorgehensweise ist dem DF- bzw. ADF-Stationaritätstest für die Residuen u. a. dadurch überlegen, daß keine common factor Restriktion unterstellt wird (Kremers, Ericsson und Dolado (1992)).

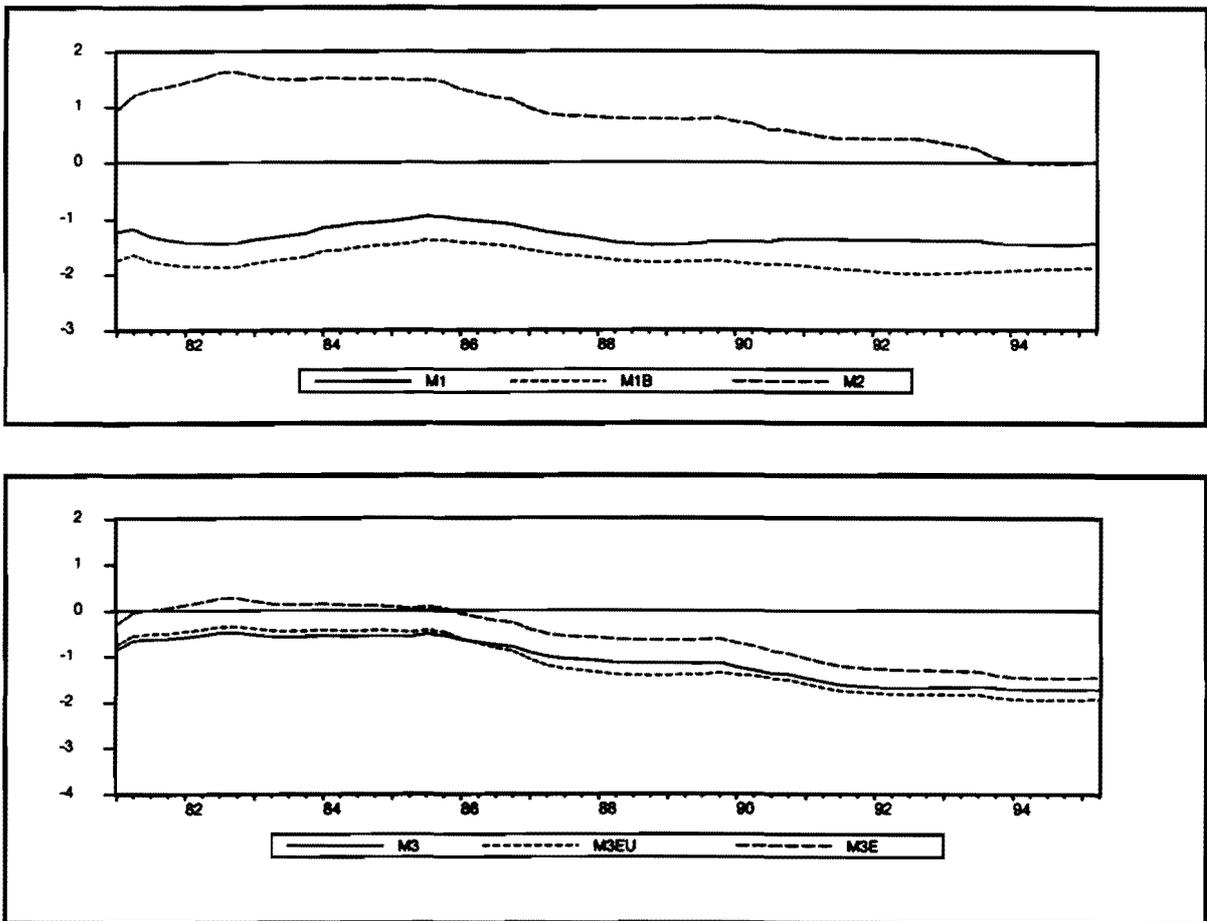
## 2.5.1 Stabilität der Langfristbeziehung

Einen ersten visuellen Eindruck von der Stabilität liefert die rekursive Schätzung der Langfristparameter mit Hilfe des Engle-Granger-Verfahrens. Dabei wird die Langfristbeziehung zunächst mit relativ wenigen Beobachtungen geschätzt. Anschließend wird sukzessiv der Beobachtungszeitraum um eine Beobachtung erweitert und erneut eine Schätzung durchgeführt. Ändern sich die langfristigen Parameter durch Hinzunahme zusätzlicher Beobachtungen kaum, so ist dies ein erstes Indiz dafür, daß eine stabile Beziehung zwischen den Variablen besteht (Abb. 8a und 8b). Da die Beobachtungen am Ende des gesamten Zeitraumes nur einen sehr geringen Einfluß auf das Gesamtergebn haben, ist es von Vorteil, wenn man die Vorgehensweise auch umkehrt, indem man vom Ende des Gesamtbeobachtungszeitraumes ausgeht (Lütkepohl, Moryson und Wolters (1995)).

**Abb. 8a: Rekursive Schätzungen der langfristigen Einkommenselastizitäten (Engle-Granger)**

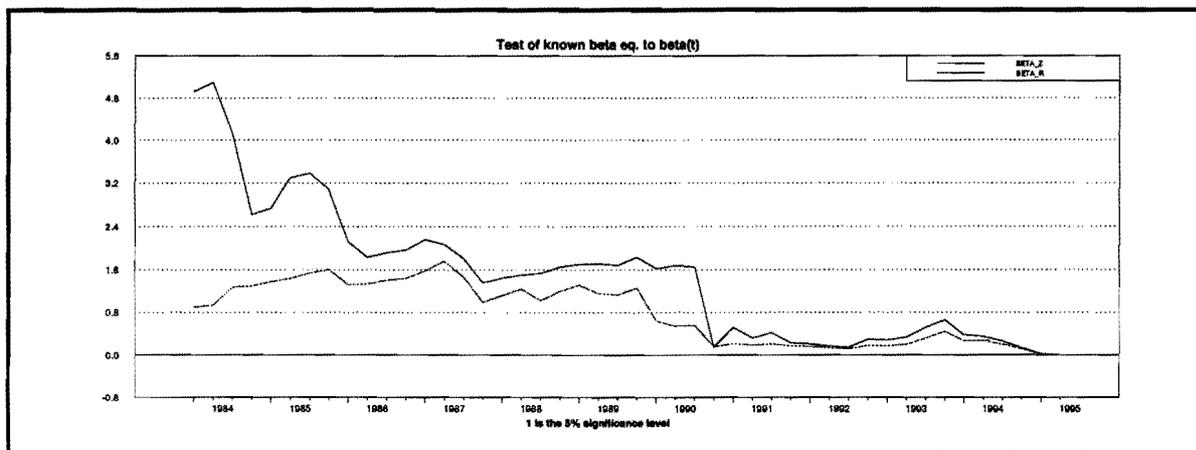


**Abb. 8b: Rekursive Schätzungen der langfristigen (Semi-)Zinselastizitäten (Engle-Granger)**

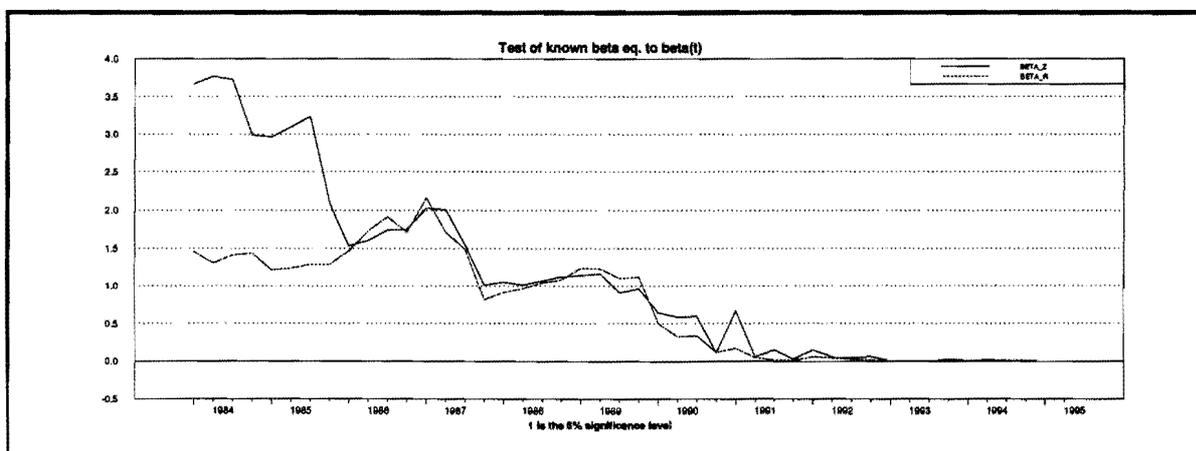


Die Einkommenselastizitäten ändern sich im Zeitablauf nur wenig. Für M2 und M3E wechseln die Zinselastizitäten im Zeitablauf jedoch das Vorzeichen. Auf Basis dieser Schätzergebnisse sind allerdings keine Aussagen über die Signifikanz der Änderungen möglich. Eine Testvariante, die solche Aussagen erlaubt, beruht auf der Maximum-Likelihood-Schätzung des VEC-Modells. Bleiben die Eigenwerte der  $\Pi$ -Matrix bei der rekursiven Vorgehensweise stabil, so deutet dies auf eine stabile Langfristbeziehung hin. Treten im Zeitablauf signifikante Änderungen auf, so müßte die Hypothese der Stabilität verworfen werden. Die Stabilität ist für alle analysierten Geldmengenabgrenzungen gegeben. Im folgenden werden die Ergebnisse für den Vergleich der rekursiv ermittelten Kointegrationsvektoren mit denen des gesamten Beobachtungszeitraumes dargestellt.

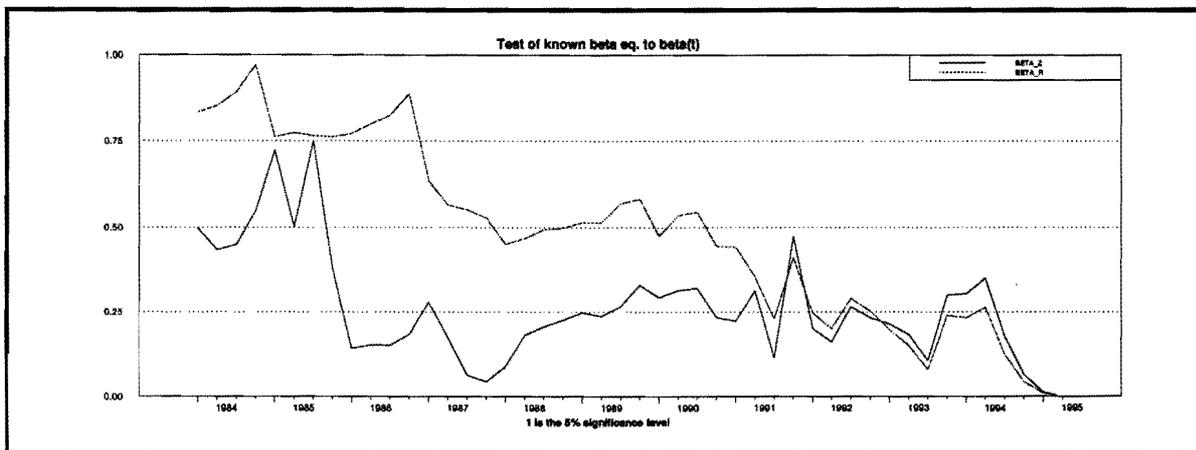
**Abb. 9a: Stabilitätstest bei M1**



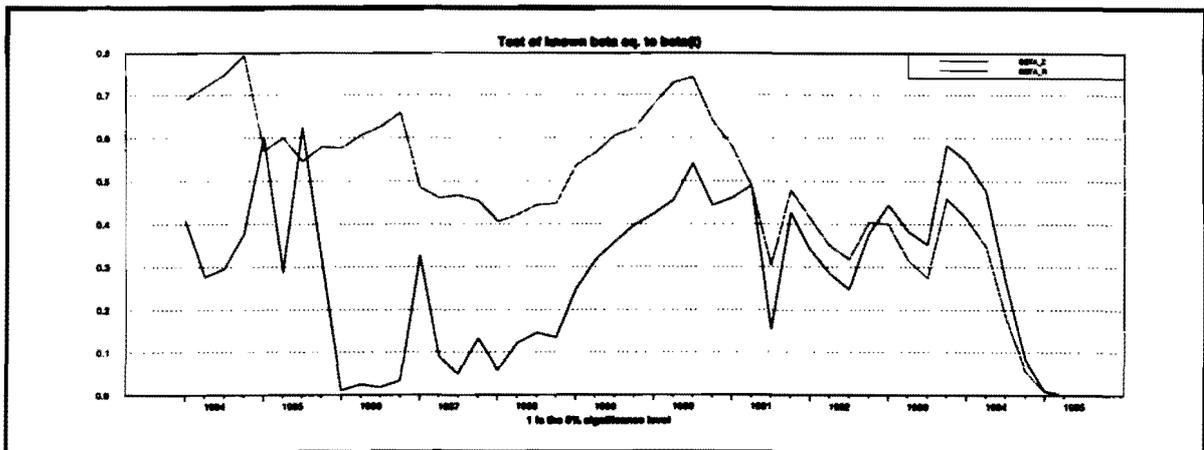
**Abb. 9b: Stabilitätstest bei M1B**



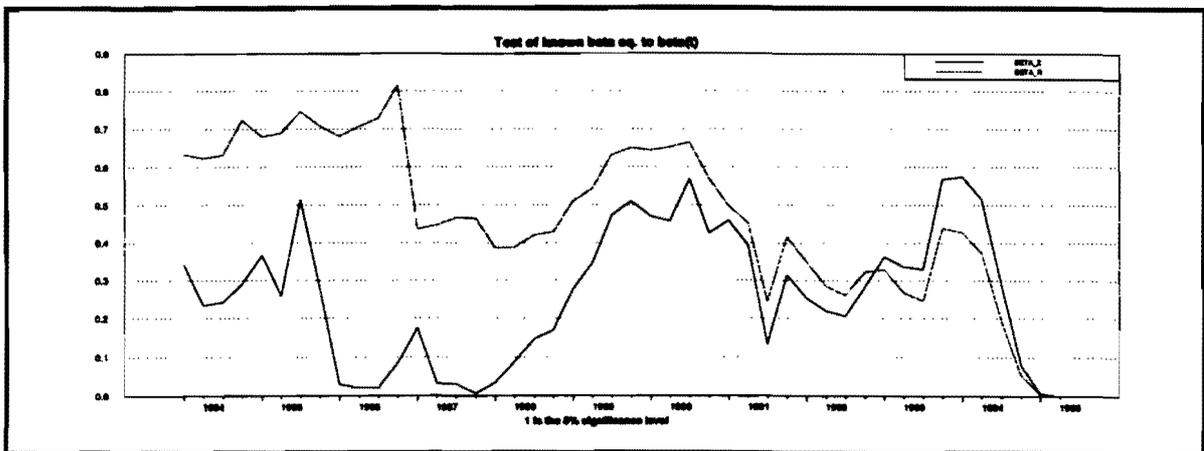
**Abb. 9c: Stabilitätstest bei M3**



**Abb. 9d: Stabilitätstest bei M3EU**



**Abb. 9e: Stabilitätstests bei M3E**



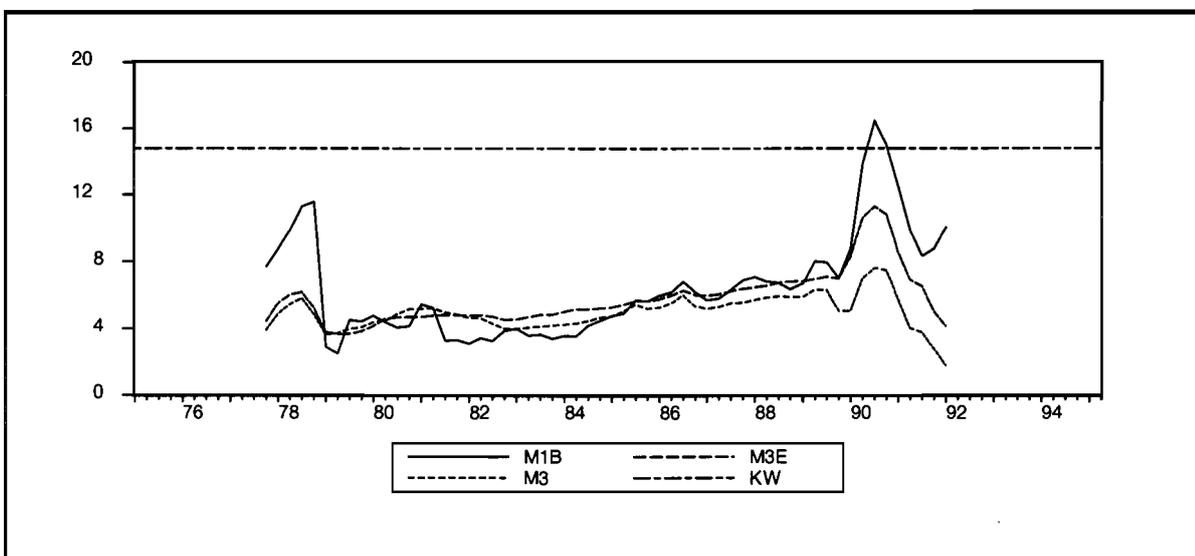
Dabei gibt BETA\_Z das tatsächliche Ungleichgewicht auf Basis der gesamten kurzfristigen Dynamik an, BETA\_R ist das um die kurzfristige Dynamik bereinigte Ungleichgewicht. Die Ergebnisse deuten auf Instabilitäten bei M1 und M1B hin, während für M3, M3EU und M3E sowohl auf Grundlage von BETA\_Z als auch auf Grundlage von BETA\_R keine Instabilitäten zu beobachten sind. Alternativ hierzu werden Stabilitätstests auf Basis der Residuen der FMOLS-Schätzung durchgeführt.

**Tabelle 7: Tests auf Stabilität der Langfristregressionen auf Basis von FMOLS**

		Lc	MeanF	SupF
M1	rk	0.77*	5.87	8.45
M1B	rk	0.60	6.43*	16.45*
M3	rl	0.60	4.95	7.61
M3EU	rl	0.68	5.96	10.28
M3E	rl	0.63	5.77	11.28

Die geschätzten Gleichungen weisen überwiegend keine instabilen Parameter auf. Für alle Geldmengenabgrenzungen kann die Nullhypothese stabiler Parameter bzw. das Vorliegen von Kointegration nicht abgelehnt werden. In der Periode nach 90.3 weisen die F-Statistiken einen deutlichen Anstieg auf. Der kritische Wert von 14.80 für das Supremum wird dann bei keinem Aggregat überschritten. Beim MeanF- und SupF-Test ist - im Gegensatz zum Lc-Test - zu beachten, daß die Beobachtungen der letzten beiden Jahre beim Testen nicht berücksichtigt werden ( $\tau_1 = 0.15$ ,  $\tau_2 = 0.85$ ). Gerade diese Beobachtungen dürften allerdings auch zur Vermutung von Instabilität in den monetären Relationen beigetragen haben.

**Abb. 10: SupF-Test**



### 2.5.2 Stabilität der Kurzfristbeziehung

Die Ergebnisse der Johansen-Analyse deuten bei den engen Aggregaten M1 und M1B auf Instabilitäten hin (vgl. Abb. 9a/ 9b). Für die weiten Aggregate gilt dies nicht (vgl. Abb. 9c -

9e), jedoch läßt die Stock-Schätzung Probleme erkennen, wie bspw. ARCH-Effekte, die darauf hindeuten, daß sich die Varianz der Störgrößen in der Geldnachfragegleichung erhöht hat (Tabelle 8). D1, D2, D3 sind Saisondummies, D90.3 ist eine Sprungdummy für das dritte Quartal 1990. LM(4) ist der Breusch-Godfrey Test auf Autokorrelation vierter Ordnung, NV der Jarque-Bera-Test auf Normalverteilung, ARCH(4) der Test auf bedingte Heteroskedastizität. CUSUM bzw. CUSUMSQ gibt die Ergebnisse der entsprechenden Tests auf kurzfristige Stabilität an. + steht für Vorliegen von Stabilität, - für kurzfristige Instabilität.

**Tabelle 8: Ergebnisse der Stock-Schätzung**

	M1	M1B	M2	M3	M3EU	M3E
	$\Delta(m-p)_t$	$\Delta(m-p)_t$	$\Delta(m-p)_t$	$\Delta(m-p)_t$	$\Delta(m-p)_t$	$\Delta(m-p)_t$
$\Delta(m-p)_{t-4}$	0.17					
$\Delta y_{t-1}$	-0.24	-0.22	0.21	0.09	0.11	0.12
$\Delta p_t$	-1.23	-0.93	-0.65	-0.82	-0.88	-0.83
$\Delta r_{k_t}$	-0.77	-1.10	0.79			
$\Delta r_{l_t}$			-0.79	-0.87	-0.97	-0.90
D90.3	0.19	0.21	0.10	0.14	0.13	0.13
D1	-0.18	-0.12	-0.08	-0.07	-0.06	-0.06
D2	-0.06	-0.04	-0.04	-0.04	-0.04	-0.04
D3	-0.10	-0.07	-0.05	-0.05	-0.05	-0.05
$(m-p)_{t-1}$	-0.02	-0.11	-0.01	-0.07	-0.03	-0.03
$y_{t-1}$	0.02	0.12	0.02	0.08	0.04	0.04
$r_{k_{t-1}}$	-0.10	-0.47				
$r_{l_{t-1}}$			-0.13	-0.24	-0.19	-0.13
NV	8.66**	0.56	1.82	2.79	0.97	0.84
LM(4)	6.67	5.43	4.75	3.52	3.54	3.98
ARCH(4)	1.04	2.53	4.21	9.22*	4.15	4.71
CUSUM	+	+	-	+	+	+
CUSUMSQ	+	+	-	-	+	+

### 3 Zusammenhang mit den Endzielen der Geldpolitik

Weist ein Aggregat einen engen und stabilen Zusammenhang sowie einen gewissen zeitlichen Vorlauf vor der Endzielgröße der Geldpolitik auf, so ist dieses als Indikator und /

oder als Zwischenziel geeignet. Analysen der Indikatoreignung werden in der Regel mit Granger-Kausalitätstests durchgeführt. Diese Tests stellen weniger auf Kausalität im ökonomischen Sinne als vielmehr auf statistische Prognoseeigenschaften ab. Sie sind jedoch mit einer Reihe von Mängeln behaftet.

In dieser Analyse wird daher ein anderer Ansatz gewählt. Zur Erklärung der Inflationsrate wird folgende Gleichung der P-Stern-Theorie herangezogen (vgl. Herrmann, Reimers und Tödter (1994)):

$$\Delta_4 p_t = \gamma_1 \Delta_4 p_{t-1} + \gamma_2 \Delta_4 p_{t-4} + \gamma_3 \Delta_4 \text{pim}_t + \gamma_4 \Delta_4 p_t^* + \gamma_4 \sum_{i=1}^4 0.25 (p^* - p)_{t-i} \quad (43)$$

wobei  $(p^* - p)_{t-i}$  die Preislücke in Periode  $t-i$  darstellt. Die Spezifikation unterstellt, daß die langfristige Preisentwicklung durch die Entwicklung der Geldmenge determiniert wird. In der kurzfristigen Dynamik wird zusätzlich die Entwicklung der Importpreise ( $\Delta_4 \text{pim}$ ) sowie die Veränderung von P-Stern ( $\Delta_4 p^*$ ) berücksichtigt. Der Koeffizient der Preislücke wird so restringiert, daß er dem Koeffizienten der Änderung von P-Stern entspricht. Obwohl zu erwarten ist, daß die Entwicklung der Kosten (Löhne, etc.) einen bedeutenden Beitrag für die Erklärung der Inflationsrate liefert, wurde diese Größe hier außen vor gelassen, da die Preis- und die Lohnentwicklung stark interdependent verläuft, was einen Simultaneitätsbias zur Folge hätte.

Da die Umlaufgeschwindigkeit des Geldes einen fallenden Trend aufweist, wird - bei der Ableitung von P-Stern - die langfristige Einkommenselastizität der Geldnachfrage mittels einer KQ-Schätzung geschätzt. Die Lagstruktur in (43) wird so bestimmt, daß die Annahme weißen Rauschens für die Residuen erfüllt ist.

Die Anpassung des tatsächlichen Preisniveaus an seinen langfristigen Gleichgewichtswert erfolgt vergleichsweise langsam. Im Falle von M3 ist der Anpassungskoeffizient am größten. In allen anderen Fällen ist dieser sogar insignifikant, d.h. die für alle übrigen Aggregate berechnete Preislücke liefert keinen Beitrag zur Erklärung der Inflationsrate. Nur bei M3 kann damit von einer stabilen Beziehung zwischen Geldmengenentwicklung und Preisniveaumentwicklung ausgegangen werden. In der Schätzgleichung wurden vierte Verzögerungen der Inflationsrate berücksichtigt, um die Störgößen um Autokorrelation vierter Ordnung zu bereinigen. Ähnliche Ergebnisse erzielt man auch, wenn man eine Sprungbereinigung der Zeitreihen entsprechend der Vorgehensweise von Herrmann, Reimers und Tödter vornimmt. Wählt man das Verfahren von Wolters, Teräsvirta und Lütkepohl (1995) zur Bereinigung (möglicher) vereinigungsbedingter Verzerrungen, so läßt sich bei keinem Aggregat ein signifikanter Erklärungsbeitrag der Preislücke nachweisen.

**Tab. 9: Dynamische Preisgleichungen in vierten Differenzen**

	M1	M1B	M2	M3	M3EU	M3E
	$\Delta_4 p_t$	$\Delta_4 p_t$	$\Delta_4 p_t$	$\Delta_4 p_t$	$\Delta_4 p_t$	$\Delta_4 p_t$
$\Delta_4 p_{t-1}$	0.92 (13.69)	0.93 (13.99)	0.93 (13.33)	0.91 (13.56)	0.91 (13.57)	0.93 (13.71)
$\Delta_4 p_{t-4}$	0.01 (0.09)	-0.001 (0.01)	-0.01 (0.14)	-0.01 (0.10)	-0.001 (0.02)	-0.02 (0.28)
$\Delta_4 pim_t$	0.04 (3.04)	0.05 (3.23)	0.04 (2.67)	0.05 (3.27)	0.05 (3.25)	0.04 (2.93)
$\Delta_4 p_t^*$	0.02 (2.47)	0.03 (2.72)	0.02 (1.50)	0.05 (3.04)	0.04 (2.77)	0.04 (2.42)
$\sum_{i=1}^4 0.25 ecm_{t-i}$	0.02 (2.47)	0.03 (2.72)	0.02 (1.50)	0.05 (3.04)	0.04 (2.77)	0.04 (2.42)
$\bar{R}^2$	0.86	0.86	0.85	0.86	0.86	0.86
LB(4)	6.47	5.73	6.35	6.29	6.40	6.12
NV	2.28	2.45	1.39	2.13	1.88	1.93
ARCH(4)	4.05	6.79	3.44	6.88	7.13	6.95

#### 4 Kontrollierbarkeit

Wesentlich für die Eignung eines bestimmten Geldmengenaggregates als Zwischenziel der Geldpolitik ist nicht nur der enge und stabile Zusammenhang zum geldpolitischen Endziel, sondern auch die Steuerbarkeit des Aggregates. Dieser Zusammenhang wird mit Hilfe des P-Stern-Konzepts abgebildet. Die Geldnachfrage wird als Error-Correction-Gleichung modelliert. Die kurz- und langfristigen Zinssätze werden autoregressiv modelliert, wobei zusätzlich als Einflußfaktor jeweils der Wertpapierpensionssatz als Kontrollgröße der Notenbank berücksichtigt wird.

Es werden schrittweise Prognosen für mehrere Zeiträume mit Hilfe der geschätzten Geldnachfrage- und Preisgleichungen durchgeführt. Die Prognosefehler werden durch den Root Mean Squared Error (RMSE) und den Mean Absolute Prediction Error (MAPE) gemessen. RMSE ist die Wurzel des durchschnittlichen quadratischen Prognosefehlers, MAPE ist der mittlere absolute Prognosefehler

$$\text{RMSE} = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (x_t - \hat{x}_t)^2}$$

$$\text{MAPE} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |x_t - \hat{x}_t|,$$

wobei  $x_t$  die tatsächliche Ausprägung im Zeitpunkt  $t$  und  $\hat{x}_t$  die für den Zeitpunkt  $t$  prognostizierte Ausprägung ist.

**Abb. 11: Tatsächliche (xt) und prognostizierte (xf) Inflationsraten (M3)**

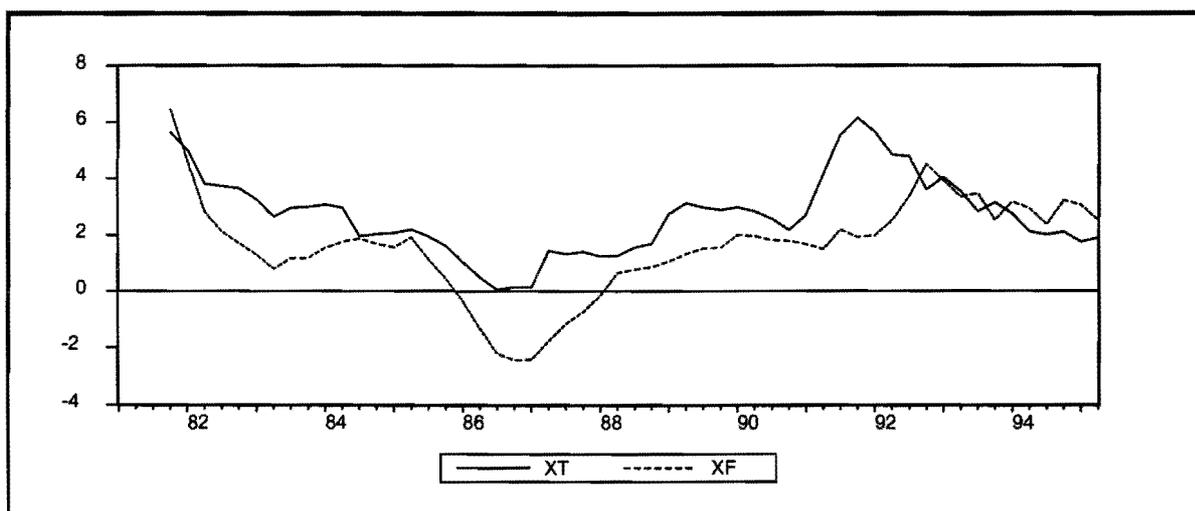


Abb. 11 zeigt die rekursiven Inflationsprognosen für einen Prognosehorizont von vier Quartalen. Vor allem für den Zeitraum nach der deutschen Vereinigung weichen die prognostizierten Werte stark von der tatsächlichen Entwicklung ab. Die hohen Inflationsraten nach 1990 sind v.a. durch die Aufhebung administrativer Beschränkungen in Ostdeutschland bedingt. Insgesamt nähert sich die Entwicklung der Preise in Ostdeutschland der Entwicklung in den westlichen Bundesländern an. Derartige Entwicklungen lassen sich durch die Gleichung (43) nicht adäquat wiedergeben.

**Tab. 10: Prognosefehler incl. Kontrollfehler**

		M1	M1B	M2	M3	M3EU	M3E
1 Quartal	RMSE	0.61	0.62	0.63	0.64	0.66	0.66
	MAPE	0.47	0.46	0.50	0.51	0.54	0.54
4 Quartale	RMSE	1.57	1.62	1.83	1.67	1.62	1.77
	MAPE	1.22	1.22	1.50	1.39	1.34	1.49

Für die Prognose der zukünftigen Preislücke wird das tatsächlich beobachtete Produktionspotential herangezogen. Es zeigt sich, daß sich die Prognosefehler für die verschiedenen Geldmengenabgrenzungen nicht stark voneinander unterscheiden.

## V. Fazit

In Deutschland sind in den vergangenen Jahren eine Reihe von Innovationen auf den Finanzmärkten zu beobachten gewesen. Die vorliegende Arbeit beschäftigte sich mit der Frage, ob aufgrund der Finanzinnovationen Instabilitäten in den monetären Grundrelationen aufgetreten sind, die Auswirkungen auf die Geldpolitik haben könnten.

Im Zentrum der Arbeit standen Summenaggregate. Da diese Aggregate, im Falle weiter Abgrenzungen, mehrere Funktionen (Zahlungsmittelfunktion, Wertaufbewahrungsfunktion) in sich vereinen, war eine theoretische Abgrenzung (Definition von Geld) schwierig. Würde sich die Analyse auf Divisia-Aggregate beziehen, wäre dieser Ansatz weniger problematisch, da sich über die Funktion der Leistung von Liquiditätsdiensten ein entsprechendes Geldmengenaggregat definieren ließe. Bei "simple sum"-Aggregaten standen daher empirische Ansätze der Definition von Geld im Mittelpunkt.

Zunächst wurde untersucht, welche Finanzassets die Bedingungen für eine Zusammenfassung zu einem Aggregat erfüllen. Liegt schwache Separierbarkeit für eine Teilmenge von Finanztiteln vor, so haben Änderungen bei Assets, die nicht in dieser Teilmenge enthalten sind, keinen Einfluß auf die Struktur der betrachteten Gruppierung. Eine Notenbank kann sich damit auf die Analyse der Entwicklung des Aggregates insgesamt beschränken, ohne sich näher mit der Struktur der Komponenten im Zeitablauf befassen zu müssen.

Eine wesentliche Voraussetzung für die Eignung eines Geldmengenaggregates im Rahmen einer stabilitätsorientierten Geldpolitik ist die Stabilität der Geldnachfragefunktion im Zeitablauf. Nur dann sind Prognosen über die Wirkungen der Geldangebotspolitik möglich bzw. kann die Geldmenge in der gewünschten Weise beeinflusst, d.h. kontrolliert, werden. Bei den Schätz- und Testverfahren ist die Nichtstationarität der Variablen der Geldnachfragefunktion zu berücksichtigen. Dabei wurde die Existenz von langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen, die schwache Exogenität der Rechthandvariablen sowie die Stabilität der Langfristbeziehungen und der kurzfristigen Dynamik überprüft.

Ist es das Ziel einer Notenbank, mit Hilfe einer Geldmengenpolitik die Inflationsrate niedrig und stabil zu halten, so ist neben der Stabilität der Geldnachfragefunktion auch die Stabilität der Beziehung von Zwischenziel und Endziel entscheidend. Dieser Zusammenhang wurde mit Hilfe des P-Stern-Ansatzes untersucht. Wesentliche Voraussetzung ist hier, daß die für ein spezifisches Aggregat abgeleitete Preislücke einen signifikanten Beitrag zur Erklärung der Entwicklung der Inflationsrate liefert.

Bei der Analyse der schwachen Separierbarkeit wird unterstellt, daß die Finanzassets von allen übrigen Gütern bzw. Gütergruppen schwach separierbar sind. Ausgehend davon wird dann untersucht, ob innerhalb der Gesamtmenge von Finanzaktiva eine Untergruppe aus bestimmten Titeln gebildet werden kann, die als Geld interpretiert werden können. Dabei ist festzustellen, daß die Komponenten von M3 und M3 plus Euroeinlagen schwach separierbare Gruppen darstellen. Dies gilt auch für die Komponenten von M1. Hierbei ist jedoch zu beachten, daß für Bargeld und Sichteinlagen identische Nutzungskosten angesetzt wurden. Für Abgrenzungen wie M1B (M1 plus Spareinlagen) ist diese Bedingung nicht erfüllt.

Betrachtet man mehrdimensionale Systeme bestehend aus realer Geldmenge, Bruttoinlandsprodukt und dem langfristigen Zinssatz bei weiten Aggregaten bzw. dem Geldmarktsatz bei engen Aggregaten, so läßt sich für die weiten Aggregate die Existenz einer langfristigen Gleichgewichtsbeziehung nachweisen, die aufgrund der Ergebnisse von Exogenitätstests als Geldnachfragefunktion interpretiert werden kann. Stabilitätstests, die die Nichtstationarität der Variablen berücksichtigen, deuten darauf hin, daß die langfristigen Beziehungen im Zeitraum von 1975 bis 1995 stabil geblieben sind.

Ein stabiler Zusammenhang zwischen Geldmenge und Preisen - mit Hilfe des P-Stern-Konzepts modelliert - läßt sich nur für M3 nachweisen, wenngleich der Anpassungskoeffizient der Preislücke nur einen niedrigen Wert aufweist. Bei allen anderen Geldmengenabgrenzungen ist der Anpassungskoeffizient insignifikant, d.h. die Preislücke spielt keine Rolle bei der Erklärung der Inflationsraten.

Bei der Analyse der Kontrollierbarkeit zeigen sich für die verschiedenen Geldmengenabgrenzungen kaum Unterschiede. Enge Aggregate weisen etwas geringere Prognosefehler auf als weite Aggregate. Jedoch ist dieser Unterschied nur marginal.

Aus Sicht der Geldpolitik müssen alle diese Kriterien berücksichtigt werden. In diesem Fall schneidet das Aggregat M3 nach wie vor am besten ab. Sieht man davon ab, daß die Ergebnisse der Stock-Schätzung Hinweise auf Instabilitäten in der kurzfristigen Dynamik gaben, so deuten die Analysen der langfristigen Stabilität der Geldnachfrage, des Zusammenhanges zwischen Geldmengen und Preisen und der Kontrollierbarkeit darauf hin, daß M3 weiterhin die für die praktische Geldpolitik günstigsten Eigenschaften aufweist.

Da auch in Zukunft mit Finanzinnovationen zu rechnen ist bzw. mit der Ausweitung bereits bestehender, neuerer Anlageformen, ist die Eignung eines spezifischen Geldmengenaggregates immer wieder zu überprüfen. Derartige Überlegungen sind auch im Hinblick auf die europäische Währungsunion anzustellen, wenn über die Auswahl der

Steuerungsgröße im Rahmen einer Geldmengenstrategie zu entscheiden ist. Angesichts von Instabilitäten in den Geldnachfragefunktionen in anderen Ländern sollten in derartige Analysen auch Divisia-Indizes einbezogen werden.

## Literaturverzeichnis

- Andersen, L. C. und Karnosky, D. S. (1977), "Some Considerations in the Use of Monetary Aggregates for the Implementation of Monetary Policy," Review of the Federal Reserve Bank of St. Louis, S. 1-7.
- Andrews, D. W. K. (1991), "Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation," *Econometrica*, 59, S. 817-858.
- Banerjee, A. , Dolado, J. J., Hendry, D. F. und Smith, G. W. (1986), "Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics through Static Models: Some Monte Carlo Evidence," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, S. 253-277.
- Barnett, W. A. (1978), "The User Costs of Money," *Economics Letters*, 1, S. 145-149.
- Barnett, W. A. (1980), "Economic Monetary Aggregates: An Application of Index Number and Aggregation Theory," *Journal of Econometrics*, 14, S. 11-48.
- Barnett, W. A. (1982), "The Optimal Level of Monetary Aggregation," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 14, S. 687-710.
- Barnett, W. A. (1987), "The Microeconomic Theory of Monetary Aggregation," in: Barnett, W. A. und Singleton, K. J., *New Approaches to Monetary Economics*, Cambridge, S. 115-168.
- Barnett, W. A., Fisher, D. und Serletis, S. (1992), "Consumer Theory and the Demand for Money," *Journal of Economic Literature*, 92, S. 2086-2119.
- Barnett, W. A. und Singleton, K. J. (eds.) (1987), *New Approaches to Monetary Economics*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Baumol, W. J. (1952), "The Transactions Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach," *Quarterly Journal of Economics*, 66, S. 545-556.
- Belongia, M. T. (1993a), "Measurement Matters: Recent Results from Monetary Economics Re-Examined," Vortrag im Rahmen des "Monetary Economics Workshop," NBER, Cambridge.

- Belongia, M. T. (1993b), "Consequences of Money Stock Mismeasurement: Evidence From Four Countries," Discussion Paper, Federal Reserve Bank of St. Louis.
- Belongia, M. T. und Batten, D.S. (1992), "Selecting an Intermediate Target for Monetary Policy: Monetary Control and Policy Objectives," Discussion Paper, Federal Reserve Bank of St. Louis.
- Belongia, M. T. und Chalfont, J. A. (1989), "The Changing Empirical Definition of Money: Some Estimates from a Model of the Demand for Money Substitutes," *Journal of Political Economy*, 97, S. 387-397.
- Belongia, M. T. und Chrystal, K. A. (1991), "An Admissible Monetary Aggregate for the UK," *Review of Economics and Statistics*, 73, S. 497-503.
- Bernanke, B. S. (1993), "Credit in the Macroeconomy," Federal Reserve Bank of New York, *Quarterly Review*, Spring 1992-3.
- Bernanke, B. S. und Blinder, A. S. (1988), "Credit, Money, and Aggregate Demand," *American Economic Review*, 78, S. 435-439.
- Boswijk, H. P. (1991), "The LM-Test for Weak Exogeneity in Error Correction Models," University of Amsterdam, Report AE 13/91.
- Boughton, J. M. (1991), "Long-Run Money Demand in Large Industrial Countries," *IMF Staff Papers*, 38, S. 1-32.
- Brunner, K. (1971), "A Survey of Selected Issues in Monetary Theory," *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik*, 107, S. 1-146.
- Brunner, K. und Meltzer, A. H. (1971), "The Uses of Money: Money in the Theory of an Exchange Economy," *American Economic Review*, 61, S. 784-805.
- Buscher, H. und Frowen, S. F. (1993), "The Demand for Money in Japan, the United Kingdom, West Germany and the USA: An Empirical Study of the Evidence since 1973," in: Frowen, S. F. (ed.), *Monetary Theory and Monetary Policy. New Tracks for the 1990's*, St. Martin's Press, New York, S. 123-164.
- Cagan, P. (1982), "The Choice among Monetary Aggregates Targets and Guides for Monetary Policy," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 14, S. 661-686.

- Chetty, V. K. (1969), "On Measuring the Nearness of Near-Monies," *The American Economic Review*, 59, S. 270-281.
- Collins, S. und Edwards, C. L. (1994), "An Alternative Monetary Aggregate: M2 Plus Household Holdings of Bond and Equity Mutual Funds," *Review of the Federal Reserve Bank of St. Louis*, Nov./ Dec., S. 7-29.
- Deutsche Bundesbank (1985), "Zur längerfristigen Entwicklung und Kontrolle des Geldvolumens," *Monatsberichte*, 37, Januar, S. 14-28.
- Deutsche Bundesbank (1992), "Zum Zusammenhang zwischen Geldmengen- und Preisentwicklung," *Monatsbericht*, 44, Januar, S. 20-29.
- Deutsche Bundesbank (1995a), *Die Geldpolitik der Bundesbank*, Frankfurt.
- Deutsche Bundesbank (1995b), "Überprüfung des Geldmengenziels und Neuordnung der Mindestreserve," *Monatsbericht*, 47, Juli, S. 19-37.
- Diewert, W. E. (1976), "Exact and Superlative Index Numbers," *Journal of Econometrics*, 4, S. 115-145.
- Doornik, J. A. und Hansen, H. (1994), "An Omnibus Test for Univariate and Multivariate Normality," Working Paper, Nuffield College, Oxford.
- Engle, R. F. und Granger, C. W. J. (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, 55, S. 251-275.
- Engle, R. F., Hendry, D. F. und Richard, J.-F. (1983), "Exogeneity," *Econometrica*, 51, S. 277-304.
- Ericsson, N. R., Hendry, D. F. und Tran, H.-A. (1994), "Cointegration, Seasonality, Encompassing, and the Demand for Money in the UK," in: Hargreaves, C. P. (ed.), *Non-stationary Time Series Analysis and Cointegration*, Oxford University Press, Oxford, S. 179-224.
- Falk, M. und Funke, N. (1995), "The Stability of Narrow Money Demand in Germany and Aggregate Money Demand in the EMS: Impact of German Reunification," *Weltwirtschaftliches Archiv*, 131, S. 470-488.

- Federal Reserve Bank of New York (1990), *Intermediate Targets and Indicators for Monetary Policy (A Critical Survey)*.
- Feige, E. und Pearce, D. (1977), "The Substitutability of Money and Near-Money: A Survey of Time-Series Evidence," *Journal of Economic Literature*, 15, S. 439-469.
- Fellner, W. (1982), "Criteria for Useful Targeting," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 14, S. 641-660.
- Fischer, A. M. und Peytrignet, M. (1990), "Are Larger Monetary Aggregates Interesting? Some Exploratory Evidence for Switzerland Using Feedback Models," *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik*, 126, S. 505-520.
- Fischer, A. M. und Peytrignet, M. (1994), "Geldmengenaggregate: Was bringt die Ausklammerung der Termingelder?", *Geld, Währung und Konjunktur*, Schweizerische Nationalbank, 12/3.
- Fisher, D. (1989), *Money Demand and Monetary Policy*, Harvester Wheatsheaf, New York.
- Fisher, I. (1911), *The Purchasing Power of Money*, Macmillan, London.
- Fisher, I. (1922), *The Making of Index Numbers, a Study of their Varieties, Tests, and Reliability*, Houghton Mifflin, Boston.
- Fisher, P. G., Hudson, S. L. und Pradhan, M. (1993), "Divisia Indices for Money: An Appraisal of Theory and Practice," *Bank of England Working Paper*, No. 9.
- Fluri, R. (1990), "Monetäre Divisia-Aggregate - eine Alternative zu den traditionellen Geldmengenindikatoren?", *Geld, Währung und Konjunktur*, Schweizerische Nationalbank, 8/4, S. 343-354.
- Friedman, B. M. und Kuttner, K. N. (1993), "Economic Activity and the Short-Term Credit Markets: An Analysis of Prices and Quantities," *Brookings Papers on Economic Activity*, S. 193-266.
- Friedman, M. (1956), "The Quantity Theory of Money: A Restatement," in: Friedman, M. (ed.), *Studies in the Quantity Theory of Money*, Chicago.

- Friedman, M. (1987), "Quantity Theory of Money," in: Eatwell, J., Milgate, M. und Newman, P. (ed.), *The New Palgrave*, Vol. 4, London, S. 3-20.
- Friedman, M. und Schartz, A. J. (1963), *A Monetary History of the United States, 1867-1960*, Princeton University Press, Princeton.
- Funke, M. und Hall, S. (1992), "Is the Bundesbank Different from other Central Banks: A Study Based on  $P^*$ ," Centre for Economic Forecasting, London Business School, Discussion Paper No. 11-92.
- Gaab, W. und Liedtke, O. (1992), "On the Long-Run Relationship between Money, Output and Interest Rates: A Cointegration Analysis for West Germany," *Recherches Economiques de Louvain*, 58, S. 455-471.
- Gaab, S. und Seitz, H. (1988), "Zur Frage der Stabilität der Geldnachfrage M1 in der Bundesrepublik," in: Franz, W., Gaab, W. und Wolters, J. (eds.), *Theoretische und angewandte Wirtschaftsforschung*, Springer-Verlag, Berlin, S. 93-121.
- Gerlach, S. (1994), "German Unification and the Demand for German M3," Working Paper, No. 21, Bank for International Settlements, Basel.
- Godfrey, L. G. (1988), *Misspecification Tests in Econometrics*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Goodhart, C. (1975), "Problems of Monetary Management: The U.K. Experience," in: Courakis (ed.), *Inflation, Depression and Economic Policy in the West*, Totowa, New Jersey, 1981.
- Green, H. A. J. (1964), *Aggregation in Economic Analysis*, Princeton.
- Hallman, J. J., Porter, R. D. und Small, D. H. (1991), "Is the Price Level Tied to the M2 Aggregate in the Long Run," *American Economic Review*, 81, S. 841-858.
- Hansen, B. E. (1992), "Tests for Parameter Instability in Regression with I(1) Processes," *Journal of Business & Economic Statistics*, 10, S. 321-335.
- Hansen, G. und Kim, R.-J. (1995), "The Stability of German Money Demand. Tests of the Cointegration Relation," *Weltwirtschaftliches Archiv*, 131, S. 286-301.

- Hansen, H. und Johansen, S. (1993), "Recursive Estimation in Cointegrated VAR-Models," Preprint 1993, No. 1, Institute of Mathematical Statistics, University of Copenhagen.
- Hansen, H. und Juselius, K. (1995), CATS in RATS: Cointegration Analysis of Time Series, Evanston.
- Herrmann, H., Reimers, H.-E. und Tödter, K.-H. (1994), "Weighted Monetary Aggregates for Germany," Discussion Paper, Deutsche 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*, 35, S. 317-339.
- Issing, O. (1992), "Theoretische und empirische Grundlagen der Geldmengenpolitik der Deutschen Bundesbank," *Wirtschaftsdienst*, S. 537-548.
- Issing, O., Tödter, K.-H. und Reimers, H.-E. (1993), "Zinsgewichtete Geldmengenaggregate und M3 - ein Vergleich," *Kredit und Kapital*, 26, S. 1-21.
- Issing, O. und Tödter, K.-H. (1994), "Geldmenge und Preise im vereinigten Deutschland," in: Duwendag, D. (ed.), *Neuere Entwicklungen in der Geldtheorie und Währungspolitik*, Duncker & Humboldt, Berlin, S. 97-123.
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, S. 231-254.
- Johansen, S. (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, 59, S. 1551-1581.
- Johansen, S. (1995), *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press, Oxford.
- Johansen, S. und Juselius, K. (1990), "The Role of the Constant Term in Cointegration - with Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, S. 169-210.

- Judd, J. P. und Scadding, J. L. (1982), "The Search for a Stable Money Demand Function: A Survey of the post-1973 Literature," *Journal of Economic Literature*, 20, S. 993-1023.
- Kashyap, A. K. und Stein, J. C. (1993), "Monetary Policy and Bank Lending," NBER Working Paper, No. 4317.
- Keynes, J. M. (1936), *The General Theory of Employment, Interest and Money*, Macmillan, London.
- Kim, R.-J. (1994), *Analyse kointegrierter Modelle*, Haag und Herchen, Frankfurt.
- Kole, L. S. und Meade, E. E. (1995), "German Monetary Targeting: A Retrospective View," *Federal Reserve Bulletin*, 81, S. 917-931.
- Krämer, J. W. (1994a), "Zinsgewichtete Geldmengenaggregate und Preisniveau," *Kieler Arbeitspapiere*, Nr. 635, Institut für Weltwirtschaft, Kiel.
- Krämer, J. W. (1994b), "Lassen sich zinsgewichtete Geldmengen besser steuern als gewöhnliche Geldmengen?," *Kieler Arbeitspapiere*, Nr. 657, Institut für Weltwirtschaft, Kiel.
- Krämer, J. W. (1995), "Schätzung von Geldnachfragefunktionen - zinsgewichtete versus gewöhnliche Geldmengen," *Kieler Arbeitspapiere*, Nr. 673, Institut für Weltwirtschaft, Kiel.
- Kremers, J. J. M., Ericsson, N. R. und Dolado, J. J. (1992), "The Power of Cointegration Tests," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, S. 325-348.
- Laidler, D. (1985), *The Demand for Money*, Harper and Row, New York.
- Lütkepohl, H., Teräsvirta, T. und Wolters, J. (1995), "Investigating Stability and Linearity of a German M1 Money Demand Function," *Discussion Paper*, Humboldt-Universität, Berlin.
- Lütkepohl, H., Moryson, M. und Wolters, J. (1995), "Stabilitätsanalyse der bundesdeutschen Geldnachfrage anhand alternativer Ansätze zur Modellierung variierender Regressionskoeffizienten," *Kredit und Kapital*, 28, S. 107-132.

- McKinnon, J. (1991), "Critical Values for Cointegration Tests," in: Engle, R. F. und Granger, C. W. J (eds.), Long-Run Economic Relationships. Reading in Cointegration, Oxford University Press, Oxford, S. 276-276.
- Mill, J. (1848), Principles of Political Economy, Kelley, New York, 1987.
- Neumann, M. J. M. (1986), "Die Grundgeldmenge - Ein neuer Indikator der Geldpolitik," Weltwirtschaftliches Archiv, 122, S. 520-532.
- OECD (1993), Economic Surveys 1992-1993: Germany, Paris.
- Orphanides, A., Reid, B. und Small, D. H. (1994), "The Empirical Properties of a Monetary Aggregate that Adds Bond and Stock Funds to M2," Review of the Federal Reserve Bank of St. Louis, Nov./ Dec., S. 31-51.
- Phillips, P. C. B. und Hansen, B. E. (1990), "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes," Review of Economic Studies, 57, S. 99-125.
- Phillips, P. C. B. und Loretan, M. (1991), "Estimating Long-Run Economic Equilibria," Review of Economic Studies, 59, S. 407-436.
- Pigou, A. C. (1917), "The Value of Money," Quarterly Journal of Economics, 37, S. 38-65.
- Pill, H. R. und Pradhan, M. (1994a), "Monetary Aggregation: A Reconciliation of Theory and Central Bank Practice," IMF Working Paper.
- Pill, H. R. und Pradhan, M. (1994b), "Divisia Indices for Money: A Theoretical Appraisal," in: Proceedings of the Business and Economics Section of the 1993 American Statistical Association Annual Conference.
- Rasche, R. H. (1993), "Monetary Aggregates, Monetary Policy and Economic Activity," Review of the Federal Reserve Bank of St. Louis, March/ April, S. 1-35.
- Romer, C. D. und Romer, D. H. (1990), "New Evidence on the Monetary Transmission Mechanism," Brookings Papers on Economic Activity, S. 149-198.
- Rotemberg, J. J., Driscoll, J. C. und Poterba, J. M. (1995), "Money and Prices: Evidence from a New Monetary Aggregate," Journal of Business and Economic Statistics, 13, S. 67-83.

Rüdel, T. (1989), Kointegration und Fehlerkorrekturmodelle. Mit einer empirischen Untersuchung zur Geldnachfrage in der Bundesrepublik Deutschland, Physica-Verlag, Heidelberg.

Sachverständigenrat (1995), Jahresgutachten.

Scheide, J. (1993a), "Deutsche Geldpolitik ohne Orientierung? Eine empirische Untersuchung zu den Grundlagen der Geldmengenziele," Konjunkturpolitik, 39, S. 100-120.

Scheide, J. (1993b), "Geldmenge, Einkommen und Preisniveau: Wie stabil ist der Zusammenhang nach der deutschen Wiedervereinigung?", Kieler Arbeitspapiere, Nr. 582, Institut für Weltwirtschaft, Kiel.

Serletis, A. (1986), "Monetary Asset Separability Tests," in: Barnett, W. A. und Singleton, K. J. (ed.), New Approaches to Monetary Economics, Cambridge, S. 169-182.

Serletis, A. (1991), "The Demand for Divisia Money in the United States: A Dynamic Flexible Demand System," Journal of Money, Credit, and Banking, 23, S. 35-52.

Shenton, L. R. und Bowman, K. O. (1977), "A Bivariate Model for the Distribution of  $\sqrt{b_1}$  and  $b_2$ ," Journal of the American Statistical Association, 72, S. 206-211.

Spencer, P. (1995), "Should the ECB Adopt a Divisia Monetary Aggregate?", Vortrag im Rahmen der CEPR-Konferenz "What Monetary Policy for the ECB," Frankfurt.

Spindt, P. A. (1985), "Money Is What Money Does: Monetary Aggregation and the Equation of Exchange," Journal of Political Economy, 93, S. 175-204.

Stein, J. L. (1994), "Can the Central Bank Achieve Price Stability?", The Federal Reserve Bank of St. Louis, Review, March/ April, S. 175-203.

Stock, J. H. (1987), "Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors," Econometrica, 55, S. 1035-1056.

Stock, J. H. und Watson, M. W. (1993), "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems," Econometrica, 61, S. 783-820.

- Swofford, J. L. (1995), "A Revealed Preference Analysis of Friedman and Schwartz Money," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 27, S. 154-164.
- Swofford, J. L. und Whitney, G. A. (1986), "Flexible Functional Forms and the Utility Approach to the Demand for Money: A Nonparametric Analysis," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 18, S. 383-389.
- Swofford, J. L. und Whitney, G. A. (1994), "A Revealed Preference Test for Weakly Separable Utility Maximization with Incomplete Adjustment," *Journal of Econometrics*, 60, S. 235-249.
- Thornton, D. L. (1992), "Targeting M2: The Issue of Monetary Control," *Review of the Federal Reserve Bank of St. Louis*, July/ Aug., S. 23-35.
- Tobin, J. (1956), "The Interest-Elasticity of Transactions Demand for Cash," *Review of Economics and Statistics*, 38, S. 241-247.
- Tobin, J. (1958), "Liquidity Preference as Behavior Towards Risk," *Review of Economic Studies*, 25, S. 65-86.
- Tödter, K.-H. und Reimers, H.-E. (1993), "P-Star as a Link Between Money and Prices in Germany," *Weltwirtschaftliches Archiv*, 130, S. 273-289.
- Trehan, B. (1988), "The Practice of Monetary Targeting: A Case Study of West German Experience," *Federal Reserve Bank of San Francisco, Economic Review*, S. 30-44.
- Varian, H. R. (1982), "The Nonparametric Approach to Demand Analysis," *Econometrica*, 50, S. 945-973.
- Varian, H. R. (1983), "Nonparametric Tests of Consumer Behaviour," *Review of Economic Studies*, 50, S. 99-110.
- Vollmer, U. (1995), "Monetäre Divisia-Indizes - zweckmäßiger als bisherige Geldmengenaggregate?", *Wirtschaftsdienst*, S. 161-168.
- Von Hagen, J. (1993), "Monetary Union, Money Demand, and Money Supply: A Review of the German Monetary Union," *European Economic Review*, 37, S. 803-836.

Woodland, A. D. (1978), "On Testing Weak Separability," *Journal of Econometrics*, 8, S. 383-398.

## **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
März	1996	Geldmengenaggregate unter Berücksichtigung struktureller Veränderungen an den Finanzmärkten	Michael Scharnagl

\* Nur in deutscher Sprache verfügbar.