

Geldnachfrage, Zinsen und Zinsstruktur

Von Franz Seitz*

1. Einleitung und Problemstellung

Im Prinzip alle Geldnachfrage Theorien und die daraus abgeleiteten empirischen Untersuchungen nehmen als eine Determinante der Geldnachfrage eine Opportunitätskostenvariable auf. In der Regel wird diese durch unterschiedliche Zinsen erfaßt. Nach portfoliotheoretischen Überlegungen sollte dabei das ganze Spektrum der Erträge alternativer finanzieller Anlageformen in die Geldnachfragefunktion eingehen. Stellvertretend für die verschiedenen Opportunitätskosten wird in der Regel nur ein Zins, abhängig vom verwendeten Geldmengenaggregat entweder ein Geldmarktsatz (z. B. bei $M1$) oder ein Kapitalmarktsatz (z. B. bei $M3$), aufgenommen. Unter Umständen wird dieser durch die Eigenverzinsung des jeweiligen Aggregates ergänzt. Mit einer derartigen Vorgehensweise schränkt man aber nicht nur die in Betracht gezogenen Anlagemöglichkeiten ein, sondern schenkt auch der Zinsstruktur nur unzureichend Beachtung.

Eine adäquate Spezifizierung der finanziellen Opportunitätskosten in Geldnachfragefunktionen spielt speziell für den Zins-Geldmengen-Zusammenhang in Ländern, deren Zentralbanken eine Geldmengenstrategie verfolgen (wie seit Mitte der 70er Jahre die Deutsche Bundesbank), eine entscheidende Rolle. Zunächst ist dabei die Stabilität der Beziehung von Interesse. Nur bei einer stabilen Geldnachfrage ist eine Einbettung der Geldpolitik in diese Strategie sinnvoll. Andererseits ist es aber nicht minder wichtig, inwieweit die Bundesbank über ihre

operative Größe am Geldmarkt, den Wertpapierpensionssatz, die die Geldmengenentwicklung letztlich determinierenden Marktzinsen beeinflussen kann und über welchen Zeitraum dies geschieht. Da damit die Strategie- und Implementierungsebene der deutschen Geldpolitik angesprochen ist, ist von speziellem Interesse, wie die Deutsche Bundesbank sich im Zeitablauf zu der Opportunitätskostenproblematik geäußert hat.

In den vorliegenden offiziellen Publikationen der Bundesbank wurde keine einheitliche Spezifikation der Zinsgrößen in Geldnachfragefunktionen vorgenommen. In einigen Monatsberichtsansätzen wurden nur die Niveaus der kurz- oder langfristigen Zinsen aufgenommen (Deutsche Bundesbank, 1985, 1995b, 1996, 1997b).¹ Daneben finden sich aber auch Arbeiten, die die Zinsstruktur über einfache Zinsdifferenzen, in der Regel gemessen als langfristiger minus kurzfristiger Zins, abzubilden versuchen (Deutsche Bundesbank, 1995a). Begründet wird dieses Vorgehen mit der Verzinlichkeit bestimmter Geldkomponenten. Der Geldmarktzins soll dabei die Eigenverzinsung des entsprechenden Geldmengenaggregats einfangen. Issing/Tödter (1995) berücksichtigen in einer vielzitierten Studie (die jedoch keinen offiziellen Bundesbankcharakter aufweist) explizit die Differenz zwischen Umlaufrendite und Eigenverzinsung von $M3$. Der von ihnen konstruierte gewichtete Eigenzins von $M3$ läßt jedoch die sich seit Mitte bis Ende der 80er Jahre zunehmend entwickelnden Sondersparformen (bzw. Bonifizierungen von Spareinlagen) außer Betracht (Deutsche Bundesbank, 1997a), da sie für die Spareinlagen mit dreimonatiger Kündigungsfrist nur den niedrigen „Spareckzins“ ansetzen.² Dieser war seit 1975 nie über 5,5%.

In den Publikationen werden ferner die Zeitreiheigenschaften der aufgenommenen Opportunitätskostenvariablen nicht einheitlich modelliert. Grundsätzlich werden sie als nicht stationär betrachtet (Deutsche Bundesbank, 1995a, 1995b, 1996). Es deutet jedoch einiges darauf hin, daß die Bundesbank hier ihre Meinung geändert hat. So wird in dem Monatsberichtsansatz vom August 1997 darauf verwiesen, daß aufgrund theoretischer Argumente die Zinssätze als stationär zu behandeln

¹ In dem Monatsberichtsansatz vom August 1997 wird explizit darauf verwiesen, daß der Rückgriff auf ausschließlich die Umlaufrendite als Opportunitätskostenvariable in der Geldnachfrageschätzung dadurch bedingt ist, daß sich die Eigenverzinsung von $M3$ nicht hinreichend genau messen läßt.

² Diese Aussage gilt auch für die Schätzung der Komponenten von $M3$ in Deutsche Bundesbank (1994). Dort wird bei Termin- und Spareinlagen die jeweilige Eigenverzinsung als eigenständige erklärende Variable aufgenommen.

* Ich danke J. Clostermann, D. Gerdemesier, M. Krämer, J. Möller, J. Weigand, H.-E. Reimers und zwei anonymen Gutachtern für wertvolle Hinweise. Auszüge und frühere Versionen dieses Papiers wurden auf Seminarveranstaltungen am Institut für Wirtschaftsforschung Halle, am Ifo-Institut in München und an den wirtschaftswissenschaftlichen Fakultäten der Universitäten Eichstätt-Ingolstadt und Nürnberg vorgestellt. Den Teilnehmern bin ich für die fruchtbare Diskussion zu Dank verpflichtet.

sind, d. h. die Opportunitätskosten in Niveaus in die kurzfristige Dynamik eingehen sollten. Dieses Vorgehen liegt implizit auch dem Aufsatz in den Monatsberichten der Deutschen Bundesbank (1992) „Zum Zusammenhang zwischen Geldmengen- und Preisentwicklung in der Bundesrepublik Deutschland“ zugrunde. Näher problematisiert wird die Stationarität von Zinsen bzw. Zinsdifferenzen allerdings nicht.

Nach einer kurzen theoretischen und empirischen Diskussion der Zusammenhänge zwischen Zinsen und der Nachfrage nach Geld (Abschnitt 2) werden in Kapitel 3 Geldnachfrageschätzungen für $M3$, $M2$ und $M1$ in Deutschland bei unterschiedlicher Spezifikation der Zinsvariablen miteinander verglichen. Als ökonomische Grundlage dienen Fehlerkorrekturmodelle mit Kointegrationsbeziehungen. Zur Beantwortung der Frage, welche Zinsgrößen im Rahmen einer Analyse der Geldnachfrage am angemessensten sind, muß auch darauf eingegangen werden, ob diese aus theoretischen und empirischen Gründen als stationär oder nicht-stationär zu behandeln sind. Kapitel 4 faßt die Ergebnisse zusammen und zieht einige Schlußfolgerungen geldpolitischer Natur.

2. Finanzielle Opportunitätskosten und Geldnachfrage

Zunächst sollen einige einfache Graphiken die hier interessierenden Zusammenhänge motivieren. Um den Einfluß des Transaktionsvolumens auf die Geldnachfrage zu eliminieren, bietet es sich dabei an, sich auf die Umlaufgeschwindigkeit zu konzentrieren. Optisch ist bei der Umlaufgeschwindigkeit von $M1$ ein deutlicher positiver Zusammenhang zu den Zinsen erkennbar (siehe Abb. 1). Weniger augenscheinlich sind dagegen die Zusammenhänge bei $M3$ (siehe Abb. 2).³ Auf der Geldkomponentenebene gehen steigende Zinsen tendenziell mit einer Aufstockung der kurzfristigen Termineinlagen und einem Abbau der Spareinlagen mit dreimonatiger Kündigungsfrist einher und vice versa (Deutsche Bundesbank, 1997a).⁴ Ob insgesamt statistisch signifikante Einflüsse vorliegen und auf welche Zinsgrößen sich diese beziehen, läßt sich allerdings nur mittels einer eingehenderen empirischen Analyse prüfen.

³ Bei der Berechnung der Umlaufgeschwindigkeit werden im Gegensatz zur folgenden ökonomischen Analyse saisonbereinigte Jahresdaten verwendet, um die Schwankungen innerhalb eines Jahres graphisch zu eliminieren.

⁴ Dies gilt auch für die letzten Jahre, für die oft behauptet wird, aufgrund des zunehmenden Vordringens von Sondersparformen wäre das Wachstum der Spareinlagen mit dreimonatiger Kündigungsfrist nach oben verzerrt.

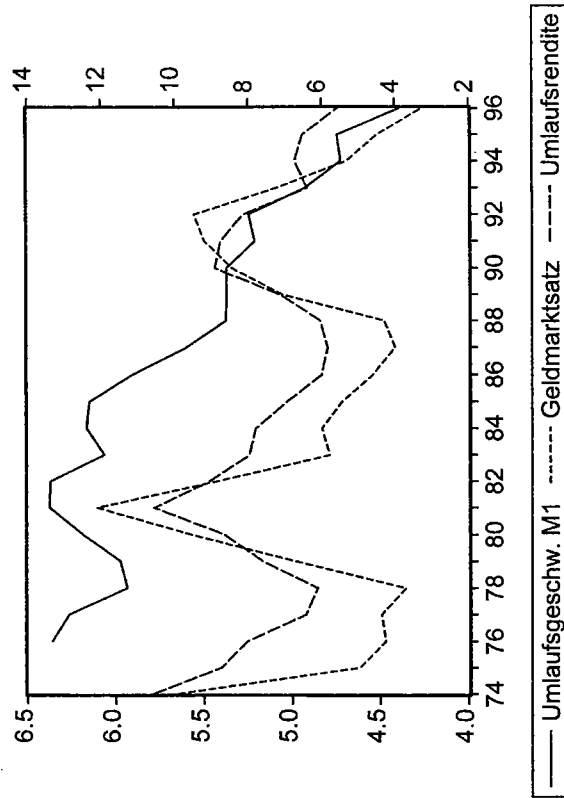


Abb. 1: Umlaufgeschwindigkeit von $M1$ (linke Skala), Umlaufgeschwindigkeit und Geldmarktzins (rechte Skala)

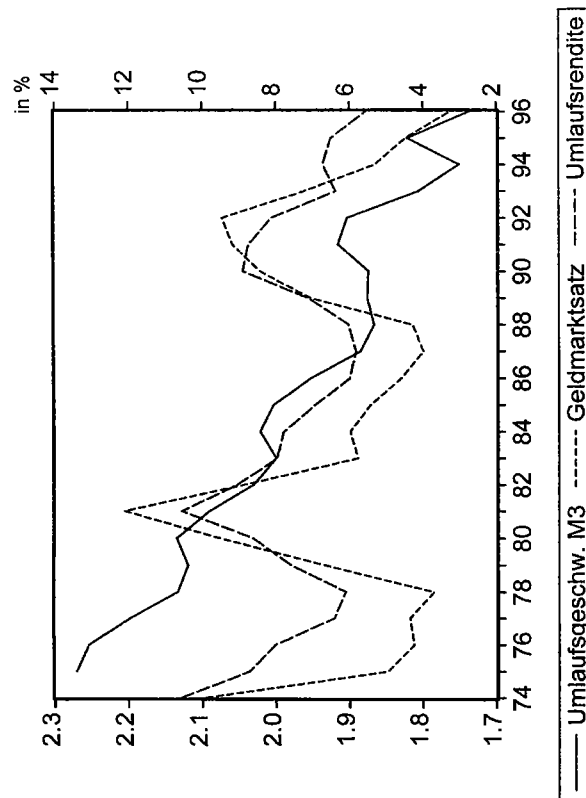


Abb. 2: Umlaufgeschwindigkeit von $M3$ (linke Skala), Umlaufgeschwindigkeit und Geldmarktzins (rechte Skala)

Bereits John M. Keynes hat mit seiner Betonung der Motive der Geldhaltung auf die Rolle der Zinsen bei der Geldnachfrage verwiesen. Milton Friedman arbeitete dann als Wegbereiter der modernen Geldnachfrage-theorie explizit heraus, daß die Geldnachfrage im Rahmen der allgemeinen Nachfrage-theorie zu behandeln sei. Dementsprechend sind bei der Konzentration auf finanzielle Aktiva die Ertragsraten aller alternativen finanziellen Anlagemöglichkeiten als relevante Opportunitätskosten in Betracht zu ziehen.⁵ Da Zinsbewegungen in der Regel nicht unabhängig voneinander erfolgen, konzentrierte man sich üblicherweise dennoch auf einen repräsentativen Zinssatz (z. B. begründet mit der Geltung der Erwartungstheorie der Zinsstruktur). Wenn das zu untersuchende Geldmengenaggregat verzinste Komponenten enthält, sollte diese Eigenverzinsung ebenfalls berücksichtigt werden. Dies geschieht in empirischen Arbeiten üblicherweise über die Aufnahme eines Zins-spreads in die Geldnachfragefunktion (langfristiger minus kurzfristiger Zins bzw. Eigenverzinsung des entsprechenden Aggregates). Die Wahl des repräsentativen Zinssatzes ist jedoch nicht unumstritten. Zudem bewegt sich der Zinsspread nicht nur einheitlich in eine Richtung. In Deutschland gibt es z. B. immer wieder Phasen einer inversen Zinsstruktur. Auch wird dadurch das Spektrum der in Frage kommenden finanziellen Alternativen zur Geldhaltung unnötigerweise beschränkt.

Optimal wäre es, wenn die gesamte Zinsstruktur zur Berechnung der Opportunitätskosten der Geldhaltung herangezogen werden könnte. Dies bietet sich auch deshalb an, weil die Dauer der Geldhaltung individuell von den Wirtschaftssubjekten festgelegt wird (Laidler, 1993, Kap. 8). Multikollinearitätsprobleme stehen der empirischen Umsetzung dieses Vorschlags allerdings entgegen. In den USA wurde relativ frühzeitig versucht, dieses Problem zu umgehen, indem ein Maß für die gesamte Zinsstruktur als Argument in die Geldnachfragefunktion aufgenommen wurde (Friedman, 1977; Heller/Khan, 1979; Khan, 1980; Allen et al., 1981; Friedman/Schwartz, 1982; Allen/Hafer, 1983; Hwang, 1985). Dabei wurden die Parameter einer in einem ersten Schritt geschätzten Zinsstrukturgleichung als Regressoren in der Schätzung der Geldnachfrage berücksichtigt. Die damit erzielten empirischen Ergebnisse waren im Sinne statistischer Gütekriterien (z. B. Standardfehler der Regression, Stabilitätseigenschaften) generell besser als die einfacherer Spezifikationen. Auf Deutschland wurde diese Methode noch nicht übertragen. Eine adäquate Anwendung auf den Fall der deutschen Geldnachfrage ist unter anderem ein Anliegen der folgenden Ausführungen.

⁵ Eventuell wären auch reale Alternativen aufzunehmen.

3. Empirische Analyse für Deutschland

3.1 Verwendete Daten

Der Zusammenhang zwischen $M3$, $M2$ und $M1$ und verschiedenen Zinsgrößen soll im folgenden einer ökonomischen Untersuchung unterzogen werden. Der Schätzzeitraum reicht vom ersten Quartal 1974 bis zum vierten Quartal 1996 und umfaßt damit die Zeit nach Bretton Woods. Ab dem dritten Quartal 1990 werden gesamtdeutsche Daten verwendet. Die Daten entstammen der Zeitreihendatenbank der Deutschen Bundesbank und sind in den Monatsberichten und statistischen Beifolien veröffentlicht.

Die Geldnachfrage wird in realer Form (m_{it} , $i = 1, 2, 3$) spezifiziert, wobei jedoch kurzfristig eine Preiselastizität unter Eins (bzgl. des BIP-Deflators p) zugelassen wird. Als erklärende Variable gehen neben den Zinsgrößen das reale Bruttoinlandsprodukt (gr) und eine Wiedervereinigungsdummy (dum), die die im Zuge der deutsch-deutschen Währungsunion im Verhältnis zum BIP übermäßige Ausweitung der Geldmenge einfangen soll, in die Schätzungen ein. Sie hat bis zum zweiten Quartal 1990 den Wert Null, ab diesem Zeitpunkt den Wert Eins.

Bei den Zinsregressoren findet eine Einteilung in verschiedene Gruppen statt: Für eine kurzfristige Alternativanlage steht der Dreimonats-Geldmarktsatz (ik), für eine langfristige Alternativanlage die Umlaufrendite inländischer Inhaberschuldverschreibungen (il). Des weiteren wird auch die Eigenverzinsung von $M2$ bzw. $M3$ relativ zum Langfristzins ($eza2$ bzw. $eza3$) untersucht. In die Berechnung dieser Eigenverzinsung geht die Verzinsung von Bargeld und Sichteinlagen aus Vereinfachungsgründen und aufgrund fehlender sonstiger Daten mit Null ein.⁶ Die Gewichte der weiteren Einlagenkomponenten entsprechen der relativen Bedeutung an $M3$ bzw. $M2$ in der entsprechenden Periode. Bei den Spareinlagen erfolgt dabei eine explizite Berücksichtigung der höheren Verzinsung von Sondersparformen innerhalb der Spareinlagen mit dreimonatiger Kündigungsfrist. Nach Angaben der Deutschen Bundesbank setzte der verstärkte Trend zu Sondersparformen und Bonifikationen bereits ab Mitte bis Ende der 80er Jahre ein (Deutsche Bundesbank, 1997a, S. 47 f.). Deren Verzinsung entspricht in etwa derjenigen von Termineinlagen unter 100.000 DM. Dementsprechend wurde ab dem ersten Quartal 1986 nicht mehr der Spareckzins als Eigenzins angesetzt, sondern zu-

⁶ Dem Vorschlag der Berechnung impliziter Zinsen für Sichteinlagen wird so mit nicht gefolgt, siehe dazu Klein (1974).

sätzlich die höhere Verzinsung eines Teils der Spareinlagen berücksichtigt. Die von der Bundesbank veröffentlichte Zeitreihe zu Sondersparformen wurde dafür mit den Wachstumsraten zu Beginn ihrer expliziten Erfassung „künstlich“ zurückgerechnet. Bei der Verzinsung von Terminanlagen wird eine Differenzierung nach Größenordnungen vorgenommen (unter 100.000 DM, von 100.000 bis unter 1 Mio DM, von 1 Mio bis unter 5 Mio DM). Daraus wird ein arithmetisches Mittel gebildet und auf die gesamten Termineinlagen mit einer Laufzeit unter 4 Jahren bezogen.

Die Zinsstruktur wird darüber hinaus über den Zinsspread (zd) erfaßt, der als Umlaufrendite minus Geldmarktsatz ($il - ik$) definiert ist. Um das gesamte Zinsspektrum auf dem Kapitalmarkt in die Schätzungen eingehen zu lassen, ohne Multikollinearitätsprobleme zu bekommen, wird einem Vorschlag Milton Friedmans gefolgt und – wie bereits oben erwähnt – auf die geschätzten Parameter einer Zinsstrukturgleichung zurückgegriffen. Hier kann man sich z. B. die von der Deutschen Bundesbank geschätzte Renditenstrukturkurve zu Nutze machen.⁷ Diese sog. Renditenstruktur am Rentenmarkt beruht auf den beobachteten Renditen umlaufender börsennotierter Bundesanleihen. Es werden nur Bundesanleihen mit einer Restlaufzeit von mindestens einem Jahr einbezogen. Dabei wird anhand der vorliegenden Bundeswertpapiere täglich die Renditenstruktur geschätzt. Die Anzahl der einbezogenen Wertpapiere ist notwendigerweise variabel.⁸

Die Menge der insgesamt zur Verfügung stehenden Markttrenditen bildet die sog. „empirische“ Renditenstruktur. Sie stellt graphisch eine „Punktwolke“ dar, die sich nur schwer interpretieren läßt. Der letztlich interessierende Zusammenhang zwischen Zinsen und Restlaufzeit wird nämlich durch eine Vielzahl von Einflußfaktoren überlagert und manchmal sind auch nicht alle Restlaufzeiten besetzt. Deshalb versucht die Bundesbank über eine regressionsanalytische Ermittlung der Renditenstrukturkurve die tatsächliche Renditenstruktur zu approximieren. Das angewendete Schätzverfahren liefert einen glatten Kurvenverlauf, der die Grundtendenz des Renditengefüges am Kapitalmarkt in den Vordergrund stellt. Besonderheiten in den Renditen (ebenso wie Zufälligkeiten) werden dadurch allerdings nicht augenfällig.

⁷ Eine genaue Beschreibung des Bundesbank-Verfahrens findet sich in Deutsche Bundesbank (1983). Alternativ könnte man auch direkt eine Zinsstrukturkurve, z. B. nach dem Verfahren von Nelson/Siegel, schätzen, siehe dazu Schrich (1996).

⁸ Ende 1995 lagen den Berechnungen beispielsweise 152, Ende 1996 131 börsennotierte Bundeswertpapiere zugrunde.

Die Schätzwerte für die Renditenstruktur werden nach folgender linear-logarithmischen Regressionsgleichung ermittelt (die Quartalswerte ergeben sich als Durchschnitt der Tagesdaten)

$$(1) \quad R_n = a_0 + a_1 \cdot n + a_2 \cdot \ln(n) + a_3 \cdot K + a_4 \cdot \ln(K) + u$$

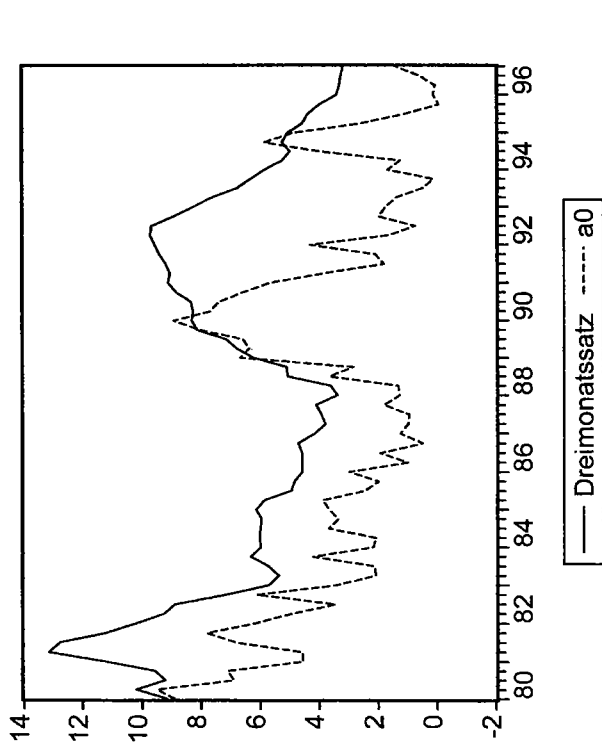
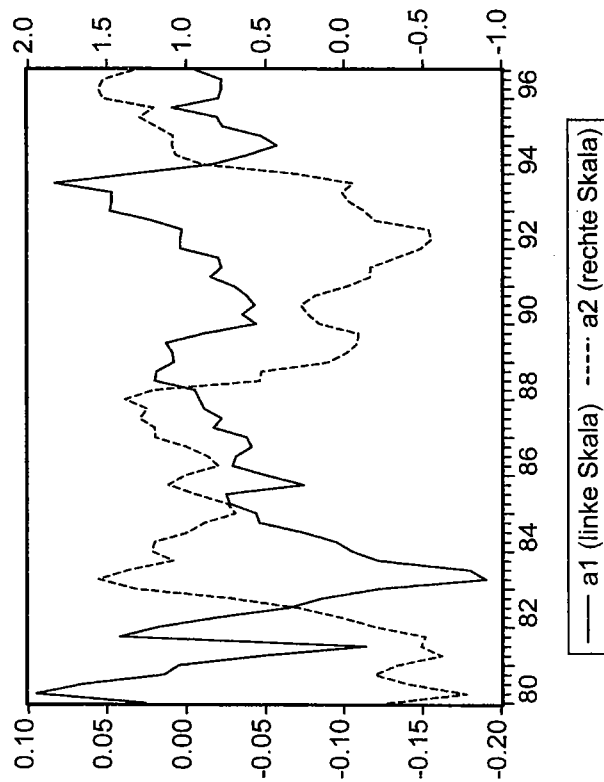
$$\frac{\partial R_n}{\partial n} = a_1 + \frac{a_2}{n}$$

$$\text{mit:} \quad \frac{\partial^2 R_n}{\partial n^2} = - \frac{a_2}{n^2}$$

Dabei sind R_n die geschätzte Rendite von Bundesanleihen mit Restlaufzeit n ($n \geq 1$), K die Nominalverzinsung (Kupon), a_0 bis a_4 die zu schätzenden Regressionskoeffizienten und u ein Störterm. Diese Gleichung wird ab 1978 ermittelt, wodurch der Schätzzeitraum bei Berücksichtigung dieser Variante verkürzt wird. Der Koeffizient a_0 kann als Shift-Parameter für die gesamte Zinsstruktur aufgefaßt werden. Die Parameter a_1 und a_2 legen die Steigung und Krümmung der Funktion fest. Der „Normalverlauf“ der Renditenstruktur (ansteigend und konkav) wird durch $a_2 > 0$ und $a_1 \geq -(a_2/n)$ repräsentiert. Durch Einsetzen der Parameterwerte a_0 bis a_4 in die Geldnachfragegleichung soll die gesamte Palette zur Geldnachfrage alternativer Kapitalmarktanlagen von einem Jahr bis 10 Jahren abgebildet werden.⁹ Die Parameter a_0 , a_1 und a_2 sind in den Abb. 3 und 4 veranschaulicht. Bis Anfang der 90er Jahre fällt der recht ähnliche Verlauf von a_0 und dem 3-Monats-Geldmarktsatz auf. Die Wiedervereinigung und die inverse Zinsstruktur scheinen allerdings die Zusammenhänge „zerstört“ zu haben.

Die beschriebenen Zinsgrößen gehen in unterschiedlichen Kombinationen in die Schätzungen ein. Insgesamt werden pro Geldmengenaggregat sechs verschiedene Zinsvarianten untersucht. Es handelt sich um folgende Alternativen:

⁹ Da es sich bei den Zinsstrukturparametern um durch Schätzungen erzeugte Regressoren handelt, entsteht ein errors-in-variables-Problem. Auf dieses zusätzliche Unsicherheitsmoment wird in den folgenden Schätzgleichungen nicht explizit eingegangen. Kennedy (1993) präsentiert in Kap. 9 einige Argumente, wann dies gerechtfertigt ist. Darüber hinaus hat Pagan (1984) gezeigt, daß die Standardfehler dann unverzerrt sind, wenn die Nullhypothese eines Koeffizienten von Null überprüft wird. Genau dies ist hier der Fall. In den präsentierten Schätzungen wird zudem der Kuponeffekt (die Parameter a_3 und a_4) außer Acht gelassen. Er übt keinen signifikanten Einfluß aus. Seine Einbeziehung würde an den generellen Ergebnissen nichts ändern.

Abb. 3: Geldmarktzins und Zinsstrukturparameter a_0 Abb. 4: Zinsstrukturparameter a_1 und a_2

- (I) nur die Umlaufrendite
- (II) nur der Geldmarktzins
- (III) die Umlaufrendite und der Zinsspread
- (IV) der Geldmarktzins und der Zinsspread
- (V) Opportunitätskosten (Umlaufrendite) minus Eigenverzinsung von M_3, M_2, M_1 ¹⁰
- (VI) Zinsstrukturparameter

Die Varianten (I) und (II) berücksichtigen in rudimentärer Form nur die Erträge einer kurz- bzw. langfristigen Alternative zur Geldhaltung (siehe zu dieser Spezifikation Scharnagl, 1996, S. 33; Deutsche Bundesbank, 1997b, S. 27 f.). Im Unterschied zu diesen einfachen Spezifikationen gehen in (III) und (IV) neben den Zinsniveaus auch die Differenz zwischen Geld- und Kapitalmarktzinsen als Determinanten der Geldnachfrage ein. Häufig dürfte für die Geldhaltung nicht nur die absolute Zinshöhe, sondern auch der Ertragsunterschied zwischen lang- und kurzfristigen Anlagen eine wichtige Rolle spielen. Zudem war in der Vergangenheit nicht selten ein gewisser Attentismus bei langfristigen Engagements feststellbar, solange der „term spread“ nicht eine gewisse kritische Schwelle überschritten hatte. Im Fall (V) wird versucht, die Eigenverzinsung des Geldes konkreter zu fassen (nicht nur über den Geldmarktzins oder als Ansatz von Null). Variante (VI) stellt die eigentliche Neuerung für Deutschland dar. Hier wird versucht, das gesamte Spektrum an Kapitalmarktanlagen als Alternativen zur Geldhaltung abzubilden.

Alle verwendeten Variablen, bis auf die Zinsgrößen, sind logarithmiert. Dementsprechend sind die Zinskoeffizienten als Semizinselastizitäten zu interpretieren. Beim BIP, dem BIP-Deflator und den Geldmengen handelt es sich um saisonbereinigte Werte. Der Differenzenoperator (Δ) bezieht sich auf Veränderungen zum Vorquartal.

¹⁰ Für M_1 fällt die Variante (V) mit Variante (I) zusammen, da die Eigenverzinsung von M_1 mit Null angesetzt wird. Die Alternativen (III) und (IV) können bei gleicher sonstiger Spezifikation ineinander überführt werden. Da eine gleiche Spezifikation nicht a-priori unterstellt wird und um die unterschiedliche Rolle kurz- und langfristiger Zinsen zusätzlich zur Zinsdifferenz aufzuzeigen, werden beide Alternativen getrennt aufgeführt.

3.2 Ökonometrische Methodik

Die Geldnachfrage wird im Rahmen der Kointegrationsanalyse geschätzt, wobei die Existenz einer Langfristbeziehung anhand eines Fehlerkorrekturmodells überprüft wird. Stock (1987) folgend wird die Kointegrationsbeziehung simultan im Fehlerkorrekturmodell mitgeschätzt. Ein signifikant negatives Vorzeichen des Error-Correction-Terms (β in Gleichung (2)) deutet auf die Existenz eines stabilen langfristigen Gleichgewichts hin. Dabei werden die Ungleichgewichte sukzessive im Zeitablauf abgebaut. Da der Koeffizient des Fehlerkorrekturterms jedoch nicht einer Standardverteilung folgt, müssen z. B. die von MacKinnon (1991) anhand von Simulationen generierten kritischen Werte herangezogen werden. Der Schätzansatz lautet

$$(2) \quad \Delta y_t = \sum_{i=0}^n \alpha_i \cdot \Delta x_{t-i} + \sum_{j=1}^m \delta_j \cdot \Delta y_{t-j} + \beta \cdot (y_{t-1} - \lambda_0 - \lambda_1 \cdot x_{t-1}) + \varepsilon_t$$

Dabei ist y_t die abhängige Variable und x_t der Vektor der unabhängigen Variablen.

Durch Verwendung des Stock-Ansatzes kann der „small sample bias“ des zweistufigen Verfahrens von Engle-Granger (1987) vermieden werden (Banerjee et al., 1986). Wenn zusätzlich die Langfristkoeffizienten (λ in Gleichung (2)) einer sog. Bewley-Transformation unterzogen werden, können auch die üblichen Signifikanztests durchgeführt werden (West, 1988). Zudem liefert der Stock-Ansatz auch noch beim Auftreten von Strukturbrüchen akzeptable Resultate (Campos et al., 1996). Dies ist gerade im Fall Deutschlands durch die Wiedervereinigung wichtig. Gegenüber dem Johansen-Verfahren (Johansen, 1988; Johansen/Juselius, 1990) weist der Stock-Ansatz zwar den Nachteil auf, daß die Anzahl der Kointegrationsvektoren von Beginn an auf maximal Eins restringiert wird. Im Rahmen der vorliegenden Arbeit ist dies jedoch, wie sich zeigen wird, von untergeordneter Bedeutung. Der Nachteil der Analyse mit der Johansen-Methode ist demgegenüber, daß die Ergebnisse in der Regel wenig robust sind bzw. sehr sensitiv auf geringfügige Änderungen der Testspezifikation (z. B. der Laglänge) reagieren (Hansen/Kim, 1996).¹¹

¹¹ Den hier verwendeten Ansatz wählten z. B. auch Kole/Meade (1995) in ihrer Analyse der deutschen Geldnachfrage und Filosa (1995) in einer Untersuchung der Stabilität der Geldnachfrage für sechs europäische Länder. Zu einer Anwendung der beiden anderen erwähnten Verfahren auf Deutschland siehe Deutsche Bundesbank (1995a) und Hubrich (1998).

3.3 Die Stationaritätsproblematik

Vor der eigentlichen Analyse muß der Integrationsgrad der Variablen überprüft werden. Dabei ist bei der Interpretation der präsentierten Ergebnisse zu berücksichtigen, daß es bei Kointegrationsanalysen und Stationaritätstests nicht so sehr auf die Anzahl der Beobachtungspunkte, sondern auf die Länge des Untersuchungszeitraums ankommt (Davidson/MacKinnon, 1993, S. 714; Lahiri/Mamingi, 1995).

In der Kointegrationsbeziehung dürfen nur $I(1)$ -Variablen auftauchen (Hansen/Kim, 1995, S. 287). Gerade bei Zinsen, die im Zentrum des Interesses der vorliegenden Untersuchung stehen, streiten sich Ökonomen und Statistiker seit langem, ob diese als stationär oder nicht-stationär zu behandeln sind. Die üblichen Tests, z. B. der Augmented-Dickey-Fuller (ADF) oder der Phillips-Perron (PP)-Test, die die Nullhypothese der Nichtstationarität überprüfen, kommen häufig zu dem Ergebnis, daß die Zinsniveaus oder selbst der Zinsspread nicht-stationär sind. Dementsprechend sollten diese Zinsvariablen mit ihren Niveaus in die Langfristgleichung, mit ihren Differenzen in die kurzfristige Dynamik eingehen. Diese Teststatistiken weisen jedoch bekanntermaßen eine geringe Power auf. Sie lehnen die Nullhypothese der Nichtstationarität nur dann ab, wenn deutliche Evidenz dagegen vorliegt. Deshalb werden hier zusätzlich zwei Tests herangezogen, die die Nullhypothese der Stationarität gegenüber der Gegenhypothese der Nicht-Stationarität überprüfen (KPSS-Test und ein Test von Bierens/Guo).¹² Wenn alle vier Tests in die gleiche Richtung zeigen, ist das Ergebnis relativ eindeutig. Legen jedoch die Tests unterschiedliche Schlussfolgerungen nahe, sind die Resultate mit Vorsicht zu interpretieren. Auswahlkriterien sollten dann ökonomische Begründungen für die eine oder andere Variante sein.

¹² Siehe Kwiatkowski et al. (1992), Bierens/Guo (1993). Eine weitere Möglichkeit wäre der von Kahn/Ogaki (1992) entwickelte Test. Allgemein gilt: „... a unit root test with high power against any stationary alternative necessarily will have correspondingly high probability of false rejection of the unit root null when applied to near stationary processes“ (und umgekehrt). „... Unit root tests must have either high probability of falsely rejecting the null of non-stationarity when the true data generating process is a nearly stationary process (poor size properties) or low power against any stationary alternative“, siehe Harris (1995), S. 7. Zur Überwindung der low-power-Problematik verwenden Wu/Zhang (1996) Paneldaten aus 12 OECD-Ländern und erzielen eine klare Ablehnung der Nullhypothese einer Einheitswurzel in den kurzfristigen Zinsen.

Die Ergebnisse der Stationaritätstests sind in Tabelle 1 dargestellt.¹³ Bei der realen Geldnachfrage, dem realen BIP und dem BIP-Deflator deuten alle Teststatistiken auf I(1)-Variablen, also Nicht-Stationarität, hin. Bei den Zinsen dagegen ist das Ergebnis uneinheitlich. Während der KPSS-Test und der Bierens/Guo(BG)-Test eher auf Stationarität der untersuchten Zinsvariablen hinweisen, fallen die Ergebnisse beim ADF- und PP-Test unterschiedlich aus. Zumindest auf dem 10%-Niveau kann aber die Nullhypothese der Nicht-Stationarität meistens abgelehnt werden. Zudem hängen die Resultate teilweise auch von der Testspezifikation, speziell der berücksichtigten Laglänge ab.

Nach diesen Tests ist zwar die empirische Evidenz nicht eindeutig, es spricht jedoch einiges dafür, daß die betrachteten Zinsvariablen stationär sind.¹⁴ Einmalige Schocks haben dementsprechend keine dauerhaften Zinsänderungen zur Folge. Dieses Ergebnis legen auch ökonomische Überlegungen nahe, die nach den Ursachen für die Stationarität bzw. Nicht-Stationarität und die Folgerungen für Politik und die ökonomische Theorie fragen.

Erstens handelt es sich bei den in Geldnachfragefunktionen verwendeten Zinsvariablen in der Regel um relative Größen. Das heißt, es geht um Zinsdifferenzen oder die Zinsstruktur. Über einen ausreichend langen Zeitraum können diese eigentlich nur stationär sein. Nicht-Stationaritäten könnten z. B. bei vollkommen segmentierten Märkten oder zeitvariablen und sich vollkommen unabhängig bewegenden Risikoprämien auftreten. In Deutschland dürften diese Voraussetzungen nicht vorliegen.

¹³ Die angewendeten Tests berücksichtigen nicht den durch die Wiedervereinigung verursachten Strukturbruch in manchen Zeitreihen (Geldmengen, BIP). Dabei handelte es sich allerdings hauptsächlich um eine Niveauverschiebung bzw. Erhöhung des Durchschnittswertes. Wie Perron (1990) in Ergänzung zu Perron (1989) gezeigt hat, weisen die Tests dann einen weiteren Bias in Richtung Nicht-Ablehnung der Nullhypothese auf. Dies würde nochmals die Verwendung von Tests mit beiden Nullhypothesen unterstützen.

¹⁴ Dies ist auch das Ergebnis bei Hansen (1996), S. 24 f. und Tatom (1997). Die überwiegende Mehrheit der Studien zur Geldnachfrage unterstellt dagegen Nichtstationarität der betrachteten Zinsvariablen, siehe stellvertretend Boughton (1991), Lütkepohl et al. (1995), Scharnagl (1996). Wenn im Rahmen eines zweidimensionalen Vector-Error-Correction-Modells mit dem Geldmarkt- und dem Kapitalmarktsatz jedoch die Anzahl der Kointegrationsbeziehungen getestet wird, ergeben sich in den meisten Fällen zwei signifikante Langfristbeziehungen. Dies bedeutet, daß die beiden Zinsen für sich genommen nicht integriert, sondern bereits die Niveau stationär sind. Weidmann (1996) präsentiert ebenfalls statistische und ökonomische Argumente, warum es nicht sinnvoll ist, Inflationsraten und Zinsen als I(1)-Prozesse zu modellieren und schlägt statt dessen die sog. „Threshold Cointegration“ vor.

Tabelle 1
Stationaritätstests^{a)}

Variable	ADF ^{b)}	Testspezifikation ^{c)}	PP ^{b)}	Testspezifikation ^{c)}	KPSS ^{d)}	BG ^{e)}
<i>m3r</i>	2,16	C, T	2,08	C, T, 4	1,11***	0,003***
$\Delta m3r$	8,55***	C, 4	9,03***	C, 4		
<i>m2r</i>	2,28	C, T, 1, 2	2,58	C, T, 4	1,06***	0,003***
$\Delta m2r$	6,77***	C, 4	6,73***	C, 4		
<i>m1r</i>	0,45	C, 1, 4	0,62	C, 4	1,09***	0,004***
$\Delta m1r$	8,01***	C, 4	8,16***	C, 4		
<i>yr</i>	1,93	C, T, 2	2,24	C, T, 4	1,07***	0,003***
Δyr	5,78***	C, 1, 4	9,58***	C, 4		
<i>p</i>	1,95	C, 1, 4	2,35	C, T, 4	1,12***	0,004***
Δp	8,41***	C, 2	8,27***	C, 4		
<i>ik</i>	3,05**	C, 1, 4	2,83*	C, 4	0,07	0,95
<i>il</i>	2,98**	C, 1, 3	2,35	C, 4	0,30	0,29
<i>zd</i>	3,29**	C, 1, 4	3,09**	C, 4	0,18	0,09*
<i>eza2</i>	3,07**	C, 1	2,73*	C, 4	0,63**	0,31
<i>eza3</i>	4,09***	C, 1, 3	2,94**	C, 4	0,41	0,42
α_0^f	3,94***	C	4,38***	C, 4	0,40	0,46
α_1^f	2,98***	C	2,81***	C, 4	0,23	0,63
α_2^f	2,96***	C, 1, 4	2,27	C, 4	0,08	0,05**
α_3^f			1,74*	4		

^{a)} */**/***: signifikant auf dem 10%/5%/1%-Niveau, Vergleich mit den kritischen Werten von MacKinnon (1991); Testzeitraum 1974,1 - 1996,4, außer siehe f).

^{b)} Angegeben sind jeweils die absoluten t-Werte.

^{c)} C: Konstante, T: Zeittrend; 1, 2, 3, 4: Anzahl der Verzögerungen; insignifikante Verzögerungen wurden, beginnend mit 4 lags, aus der Schätzgleichung eliminiert. Analog wurde bei C und T verfahren. Der lag-truncation-Parameter q beim PP-Test wurde nach der Formel $q = 4 \cdot \left(\frac{T}{100}\right)^{2/9}$ berechnet und dementsprechend auf 4 gesetzt. Wird $q = 3$ gesetzt, ändern sich die Ergebnisse nur geringfügig.

^{d)} Der Parameter des Bartlett-Fensters wurde auf $l = 8$ festgelegt, wie von Kwiatkowski et al. (1992) vorgeschlagen.

^{e)} Von den von Bierens und Guo (1993) vorgeschlagenen Teststatistiken wird der Test II ausgewählt. In einer Simulationsstudie hat Lob (1994) gezeigt, daß dies erstens bei endlichen Stichproben eine der beiden sinnvollen Teststatistiken ist. Sie hat zweitens zudem die Eigenschaft, die Nullhypothese zu oft zu verwerfen. Bei Beibehaltung der Stationaritätshypothese kann also davon ausgegangen werden, daß die untersuchte Zeitreihe tatsächlich stationär ist. Die tabellierten Werte geben die Wahrscheinlichkeit an, daß eine t-verteilte Zufallsvariable größer als die beobachteten Werte der Teststatistik ist.

^{f)} Testzeitraum 1978,1 - 1996,4.

Zweitens wäre nach dem Ursprung der Nicht-Stationarität der Nominalzinsen zu fragen.¹⁵ Nach der Fisher-Gleichung setzen sich die Nominalzinsen aus dem Realzins, den Inflationserwartungen und evtl. einer Risikoprämie zusammen. Aus der Wachstumstheorie ist bekannt, daß

¹⁵ Wenn die (langfristigen) Zinsen einem I(1)-Prozess folgen würden, müßten die entsprechenden Kurse der festverzinslichen Wertpapiere I(2) sein, ein Ergebnis, das ebenfalls wenig einleuchtet.

die Realzinsen (bei stationärer Sparquote) stationär sind. Dies gilt sowohl im Solow-Wachstumsmodell als auch in neueren Wachstumstheorien.¹⁶ Der Realzins kann zwar über der Zeitpräferenzrate liegen, er wächst jedoch im Wachstumsgleichgewicht nicht wie die anderen Größen (Löhne, Kapitalstock, Beschäftigung, Output, etc.) mit der natürlichen Wachstumsrate. Im Wachstumsgleichgewicht entspricht er der Grenzproduktivität des Kapitals. Solange die Inflationsrate eine stationäre Variable ist, worauf in Deutschland vieles hindeutet (siehe die Ergebnisse in Tabelle 1),¹⁷ sollten aus Rationalitätsgründen auch die Inflationserwartungen stationär sein. Demzufolge kann eine Nichtstationarität der Nominalzinsen nur auf eine nicht-stationäre Risikoprämie zurückzuführen sein. Diese dürfte zwar im Zeitablauf variabel sein und auch über das Laufzeitspektrum nicht-stationäre Komponenten aufweisen. In theoretischen und empirischen Arbeiten zur Zinsstruktur wird jedoch generell eine im Zeitablauf stationäre Risikoprämie herausgearbeitet (Campbell/Perron, 1991, S. 214 f., Tzavalis/Wickens, 1997).¹⁸ Auf diesem Ergebnis beruhen z. B. alle neueren Arbeiten zum Test der Erwartungstheorie der Zinsstruktur bei rationalen Erwartungen.

Außerdem sprechen drittens auch geldpolitische Argumente für die Stationarität der Zinsvariablen:

Langfristig gilt nach der Quantitätstheorie, daß Inflation ein monetäres Phänomen ist, d. h. die inflationäre Entwicklung wird durch das Geldmengenwachstum determiniert. Wenn man dieses Ergebnis mit einer üblichen Geldnachfragefunktion, die eine Transaktionsvariable und eine Zinsvariable als Argumente enthält, verbindet, würde Nichtstationarität der Zinsen implizieren, daß langfristig die Geldpolitik über Zinsvariationen die reale Entwicklung beeinflussen kann.¹⁹ Diese

¹⁶ Vgl. dazu theoretisch Romer (1996), Kap. 1 - 3. Zu einer empirischen Stützung dieses Resultats siehe Neusser (1991). Auf einige ökonomische Probleme bei nicht-stationären Realzinsen geht Rose (1988) ein.

¹⁷ Nur dann machen z. B. Inflationsziele Sinn. Auch eine Politik der Geldmengensteuerung, mit deren Hilfe die Inflation in den Griff bekommen werden soll, stößt bei nicht-stationären Inflationsraten auf gravierende Probleme. Bei Wolters/Lütkepohl (1997) ist dagegen die Inflationsrate, gemessen anhand nicht-saisonbereinigter Daten und dem BSP-Deflator, I(1). Sie gehen allerdings nicht darauf ein, wie dann die Inflationsrate „gesteuert“ werden kann.

¹⁸ Ein anderes Resultat erzielt aber z. B. Wolters (1997).

¹⁹ Statistisch gesehen könnten maximal zwei Kointegrationsbeziehungen vorliegen. Während sich die eine sinnvollerweise auf die Geldmenge und das reale BIP beziehen sollte (siehe auch die Ergebnisse unter Punkt 3.4), erscheint die andere dann zwischen der entsprechenden Zinsvariablen und dem realen BIP plausibel.

Sichtweise widerspricht allerdings den herrschenden Vorstellungen über die Wirkungsweise von Geldpolitik. Zudem würde es bei nicht-stationären Nominalzinsen und stationärer Inflationsrate Schwierigkeiten bereiten, sowohl Geldmengen- als auch Inflationsziele über eine Zinspolitik zu verfolgen: Entscheidend wären ausschließlich die Zinsveränderungen, nicht die Zinsniveaus, und es würden dadurch Inkonsistenzen in der Spezifikation von Geldnachfragefunktionen auftreten. Schließlich verweisen z. B. Kozicki et al. (1996) darauf, daß sich die Nicht-Stationarität von Zinsen und Inflationsraten auch durch langfristig nicht-stationäre Politikziele einstellen könnte. Fuhrer (1997) entwickelt ein theoretisches Modell, in welchem die geldpolitische Reaktionsfunktion diese spezielle Art von Stationarität bzw. Nicht-Stationarität bestimmt. Nur wenn die Geldpolitik auf Abweichungen der Inflation von einem (impliziten oder expliziten) Inflationsziel reagiert, werden die Nominalzinsen stationär sein. Fuhrer überprüft sein Modell mit US-amerikanischen Daten und kommt eindeutig zu der Schlußfolgerung, daß die Nominalzinsen und die Inflationsrate in den USA als stationäre Variablen aufzufassen sind. Da der Bundesbank i. d. R. eine strikere Stabilitätsorientierung als der FED bescheinigt wird (Bernanke/Mishkin, 1992), dürfte dieses Ergebnis für Deutschland in noch deutlicherem Ausmaß zutreffen.

Wenn die Zinsen stationär sind, sollten sie sequenterweise auch nicht in die Langfristbeziehung eingehen, sondern mit ihren Niveaus nur die kurzfristige Dynamik beeinflussen.²⁰ Dadurch ist die langfristige Geldnachfrage nur noch abhängig von der BIP-Entwicklung. Und dann kann maximal eine Kointegrationsbeziehung resultieren. Wenn diese als Geldnachfragegleichung interpretiert werden kann, erübrigt sich also die Anwendung des Johansen-Verfahrens. Die zu schätzende Gleichung hat somit die Form

$$(3) \quad \Delta mr_t = \beta \cdot (mr_{t-1} - \lambda_0 - \lambda_1 \cdot yr_{t-1}) + \alpha \cdot \Delta p_t + \sum_{i=1}^k \alpha_i \cdot r_{t-i} + \sum_{j=1}^m \alpha_j \cdot \Delta y r_{t-1} + \mu \cdot \Delta dum_t + \sum_{j=1}^n \delta_j \cdot \Delta mr_{t-j} + \varepsilon_t$$

²⁰ In einem theoretischen Modell einer offenen Volkswirtschaft verwenden Bhandari/Turnovsky (1982) die Konstanz der Nominalzinsen als eine steady-state-Bedingung. Da die Konstanz Stationarität impliziert, ist diese Annahme konsistent mit dem empirischen Vorgehen in der vorliegenden Arbeit. Es könnte aber auch sein, daß die Zinsen zwar stationär im Sinne der mean-reversion sind, die Mittelwerte selbst jedoch aufgrund unterschiedlichster Gründe (z. B. Produktivitätsschocks) nicht konstant sind, oder das Ergebnis der Nicht-Stationarität an der fehlenden Berücksichtigung von Strukturbrüchen in den traditionellen Tests liegt.

mit:

$$m \equiv m_1, m_2, m_3; r \equiv ik, il, zd, eza, a_0, a_1, a_2; i, l = 0, \dots, 4; j = 1, \dots, 4$$

$$\varepsilon_t \sim \text{i.i.d. } N(0, \sigma^2)$$

3.4 Schätzergebnisse

In den Tabellen 2 - 4 sind die Schätzergebnisse dargestellt. Bei der Spezifikationsauswahl wurde generell mit einem Lag von Vier begonnen, um dann gemäß der General-to-Specific-Methodologie sukzessive insignifikante Verzögerungen zu eliminieren. Eine Ausnahme bildet die Preisvariable Δp , die nur kontemporär eingeht, da mit ihr ausschließlich das Vorliegen kurzfristiger Geldillusion abgetestet werden soll. In den Kurzfristbeziehungen werden, falls mehrere Verzögerungen pro Variable signifikant sind, nur die Summe der (signifikanten) Parameter und nicht die exakten Verzögerungen angegeben.²¹ Deshalb fehlen bei einigen Eintragungen die entsprechenden t -Werte. Ansonsten erscheinen die absoluten t -Werte in Klammern hinter den Koeffizienten.

Bei der deutsch-deutschen Einheit handelte es sich im Kontext der Geldnachfrage um keinen permanenten Schock. Vielmehr paßte sich das ostdeutsche Portfolioverhalten an das frühere westdeutsche an. Der Wiedervereinigungsdummy geht dementsprechend nur in Veränderungsförm in die Kurzfristdynamik ein (siehe auch Deutsche Bundesbank, 1997b, S. 28; Scharnagl, 1996, S. 35). Sie ist demnach als Impulsdummy zu interpretieren. Wolters/Lütkepohl (1997; 1998) und Hubrich (1998) berücksichtigen zusätzlich noch eine Stufendummy, die ab dem dritten Quartal 1990 den Wert Eins annimmt. Aus ökonomischen Gründen ist dies allerdings nicht zwingend notwendig. Auch ändert diese Modellierung nichts an den generellen Ergebnissen.

Der Erklärungsgehalt der Gleichungen ist bei M3 am größten, bei M2 am geringsten.²² Es wird zumindest 84% der Varianz der Wachstumsrate von M3 erklärt. Auch die Standardfehler der Regressionen sind hier mit maximal 0,7 Basispunkten sehr gering. Die Normalverteilung der Residuen ist bis auf eine Ausnahme erfüllt (im Gegensatz zu M2).

²¹ Diese Summe ist jeweils auch insgesamt, gemessen anhand eines F-Tests, signifikant.

²² Streng genommen ist Alternative VI aufgrund des verkürzten Schätzzeitraums nicht direkt mit den anderen Alternativen anhand des R^2 vergleichbar. Da die qualitativen Schlussfolgerungen bei Verkürzung des Samples in den Fällen I bis V aber prinzipiell unverändert bleiben, wird der längere mögliche Zeithorizont dort beibehalten, um eher einer Fehlerkorrekturanalyse gerecht zu werden.

Tabelle 2
Schätzergebnisse für M3^{a)}

	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
Schätzgleichungen für M3						
Langfristbeziehung						
Konstante	-4,98 (13,9)	-5,31 (14,8)	-4,66 (11,6)	-4,78 (17,7)	-4,74 (15,3)	-4,10 (9,4)
γr	1,22 (24,8)	1,25 (23,9)	1,16 (22,0)	1,19 (32,2)	1,19 (29,2)	1,07 (17,0)
kfr. Dynamik						
$\Delta m_3 r_{t-1}$	-0,10 (3,5**)	-0,09 (3,3*)	0,07 (1,7)	-0,15 (5,2****)	0,06 (1,6)	0,08 (2,2)
ECT	-0,87 (5,5)	-0,94 (5,3)	-0,12 (4,3****)	-1,03 (6,3)	-0,13 (4,8****)	-0,12 (3,9**)
Δp	0,14 (2,0)	0,12 (1,6)	0,16 (2,2)	0,16 (2,3)	-1,00 (6,6)	-0,91 (5,9)
$\Delta \gamma r$		-0,05		-0,38 (5,1)	0,18 (2,6)	0,21 (3,0)
ik						
il						
zd						
eza_3				-0,58	-0,83 (5,9)	-0,23
a_0						0,06 (4,7)
a_1						(-)
a_2						0,13 (14,7)
Teststatistiken						
R^2	0,87	0,84	0,86	0,86	0,87	0,91
SE	0,006	0,007	0,007	0,007	0,006	0,006
SSR	0,003	0,004	0,004	0,003	0,003	0,002
White	25,4**	25,3**	19,7	25,4*	20,8	17,8
Jarque Bera	1,1	5,9*	1,4	0,3	0,5	1,1
Cusum	stabil	stabil	instabil ^{b)}	stabil	stabil	stabil
Reces	93/94	93/94	94/96	94/96	94/96	94/96
Theil	0,003	0,004	0,003	0,003	0,002	0,001

a) R^2 : korrigiertes Bestimmtheitsmaß; SE: Standardfehler der Regression; SSE: Summe der quadrierten Residuen; White: White-Fehlspezifikationstest; Jarque Bera: Teststatistik zur Überprüfung der Normalverteilungsannahme; Cusum: Stabilitätstest anhand der kumulierten Summe der rekursiven Residuen; Reces: Jahr, in welchem die rekursiven Residuen aus dem 2-Standardfehler-Band herausfallen; Theil: Theil'scher Ungleichheitskoeffizient für ex-post-Prognose von 1992,1 bis 1996,4; ECT: Error-Correction-Term. In den Tabellen 2 - 4 bedeuten * / ** / *** signifikant auf dem 10% - / 5% - / 1%-Niveau, wobei der Vergleich mit den kritischen Werten von MacKinnon (1991) bzw. Banerjee et al. (1998) stattfindet.

b) der Cusum-Squares-Test weist Stabilität aus.

Auch der Theil'sche Ungleichheitskoeffizient als Maß für die Prognosegüte des Modells ist bei M3 am niedrigsten. White's Test auf Fehlspezifikation des Modells deutet in den Gleichungen, in denen nur die Zinsniveaus aufgenommen wurden, auf Probleme hin; bei M2 dagegen ist der Test stets hoch signifikant. Dies könnte auf Autokorrelation zurückzuführen sein.²³

²³ Beim White-Test wird unter der Nullhypothese angenommen, daß die Residuen homoskedastisch und unabhängig von den Regressoren sind und daß die lineare Spezifikation angebracht ist. In den anderen Gleichungen scheint dagegen Autokorrelation keine größere Bedeutung zu haben.

Tabelle 3
Schätzergebnisse für M2

Langfrist- beziehung	Schätzgleichungen für M2					
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
Konstante	-7,76 (12,0)	-7,57 (19,4)	-6,42 (14,1)	-6,29 (13,3)	-6,17 (8,0)	-5,65 (8,6)
y_t	1,54 (16,4)	1,49 (24,5)	1,35 (21,4)	1,34 (20,5)	1,35 (13,0)	1,22 (12,5)
kfr. Dynamik						
$\Delta m1_{t-1}$		0,27 (3,9)	0,19 (3,1)	0,18 (2,9)	0,26 (3,9)	0,26 (4,1)
ECT	-0,09 (2,6)	-0,12 (3,7**)	-0,14 (5,0***)	-0,14 (5,0***)	-0,09 (3,3*)	-0,11 (3,9**)
Δp_t	-0,56 (1,9)	-0,88 (3,3)	-0,96 (3,6)	-0,82 (3,6)	(-)	(-)
Δy_t	0,30 (2,2)	0,38 (3,1)	0,46 (4,4)	0,44 (4,2)	0,39 (3,5)	0,44 (4,0)
ik_t		0,19 (2,9)		-0,24 (2,6)		
il_t	0,03	-0,19 (1,9)	-0,62 (6,2)	-0,88 (5,6)	-0,71 (4,1)	-0,21 (4,1)
z_d						
a_0						0,05 (2,0)
a_1						-0,01 (3,3)
a_2						0,07 (5,4)
$\Delta dumm_t$	0,08 (4,4)	0,07 (4,1)	0,07 (4,7)	0,07 (5,0)	0,08 (5,2)	0,07 (5,4)
Test- statistiken						
R^2	0,50	0,61	0,71	0,72	0,63	0,75
SE	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,009
SSR	0,01	0,008	0,008	0,008	0,01	0,005
White	31,8***	36,0***	30,2**	31,3***	27,8***	24,1*
Jarque Bera	20,2***	22,4***	16,1***	14,3***	13,5***	2,0
Cusum	instabil ^{a)}	instabil ^{a)}	stabil	stabil	instabil ^{a)}	stabil
Recres	1994	91/94/96	1994	1994	91/94	91/94
Theil	0,01	0,009	0,005	0,005	0,008	0,003

a) in den letzten beiden Jahren.

In allen Gleichungen für M3 ist die Existenz der Langfristbeziehung zumindest auf dem 10%-Irrtumsniveau gesichert.²⁴ Auf kurzfristige Stabilität deuten die anhand rekursiver Residuen berechnete CUSUM-Teststatistik, die rekursiven Residuen und der äußerst geringe Prognosefehler hin. Ökonometrisch die besten Eigenschaften weisen allerdings die Beziehungen auf, in denen die Zinsstruktur aufgenommen und adäquat spezifiziert wird. Dies sind die Beziehungen (V) und (VI). In den Gleichungen (I), (II) und (IV) treten entweder Probleme mit der Normalverteilungsannahme auf oder der White-Test weist auf Fehlspezifikation hin. In Gleichung (III) ergeben sich Instabilitäten gemäß dem CUSUM-Test, während der CUSUM-Squares-Test auf Stabilität hindeutet. Insgesamt schneidet M3 im Vergleich zu den anderen Geldmengenaggregaten

²⁴ Nach Kremers et al. (1992) ist der Test auf Kointegration anhand des t-Wertes des Error-Correction-Terms einem auf die Residuen der Langfristbeziehung angewandten Dickey-Fuller-Test vorzuziehen.

Tabelle 4
Schätzergebnisse für M1

Langfrist- beziehung	Schätzgleichungen für M1					
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
Konstante	-5,24 (4,3)	-7,27 (19,1)	-5,83 (6,1)	-6,47 (13,0)	-6,33 (3,3)	-6,33 (3,3)
y_t	1,20 (8,9)	1,43 (24,1)	1,25 (11,0)	1,31 (20,3)	1,28 (5,1)	1,28 (5,1)
kfr. Dynamik						
$\Delta m1_{t-1}$		-0,10 (3,2*)	-0,07 (2,4)	-0,12 (3,4*)	-0,04 (1,1)	-0,04 (1,1)
ECT	-0,69 (2,7)	-0,65 (2,9)	-0,55 (2,7)	-0,67 (2,9)	-0,93 (3,5)	-0,93 (3,5)
Δp_t	-0,32	-0,18 (2,5)	(-)	-0,15 (2,0)	(-)	(-)
Δy_t		-0,39 (7,2)		-0,62 (6,2)		
ik_t						
il_t	-0,60 (6,0)		-0,57 (6,2)			
z_d			0,14			
a_0						-0,13 (1,9)
a_1						0,08 (2,9)
a_2						0,01 (2,7)
$\Delta dumm_t$	0,17 (16,1)	0,16 (16,7)	0,16 (18,1)	0,16 (16,1)	0,16 (16,4)	0,16 (16,4)
Test- statistiken						
R^2	0,78	0,80	0,83	0,79	0,83	0,83
SE	0,01	0,01	0,009	0,01	0,009	0,009
SSR	0,008	0,008	0,006	0,008	0,006	0,006
White	21,9	11,5	10,4	15,4	15,5	15,5
Jarque Bera	1,6	1,3	3,3	2,3	1,9	1,9
Cusum	instabil	stabil	instabil ^{a)}	instabil	instabil ^{a)}	instabil ^{a)}
Recres	91/92	1992	1992	91/92/96	1992	1992
Theil	0,004	0,006	0,006	0,005	0,007	0,007

a) nur 1992.

am besten ab. Bei näherer Betrachtung der rekursiven Residuen in den 90er Jahren stellt man allerdings fest, daß es – bis auf den Zusammenhang (VI) – in einigen speziellen Jahren Schwierigkeiten gibt. Dort fallen diese aus dem 2-Standardfehler-Band, was auf kurzfristige Instabilitäten in den Parametern hindeutet. Dadurch werden die Ergebnisse anderer Arbeiten zur kurzfristigen Instabilität in der deutschen Geldnachfrage in den 90er Jahren bestätigt (von Hagen, 1993, Wolters/Lütkepohl, 1997, 1998). Das Wachstum von M3 in realer Betrachtung wird dabei z. B. 1994 stets überschätzt, wobei diese Überschätzung in (VI) am geringsten ausfällt. Für diese Gleichung werden stellvertretend in Abb. 5a für die geldpolitisch schwierigen 90er Jahre der Cusum-Stabilitätstest,

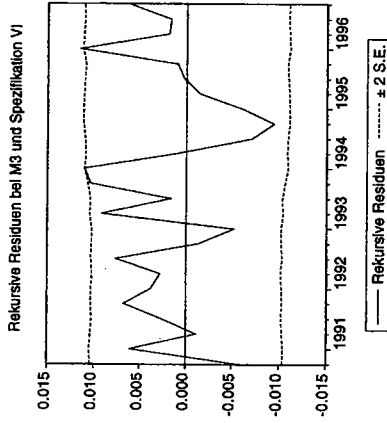
die rekursiven Residuen und der rekursiv geschätzte Fehlerkorrekturterm dargestellt, anhand derer die Stabilität abgelesen werden kann. Bei den gleichen Maßgrößen für Spezifikation (V) sind in Abb. 5b die Stabilitätsprobleme anhand der rekursiv geschätzten Residuen deutlich erkennbar. Mit der Einbeziehung der Zinsstrukturparameter ist auch keine Anpassung der Zinselastizität der Geldnachfrage (Wolters/Lütkepohl, 1997) oder die Heranziehung weiterer Dummy-Variablen (Deutsche Bundesbank, 1997b, S. 28; Wolters/Lütkepohl, 1997; 1998) zur Sicherung der Stabilität nötig. Speziell Wolters/Lütkepohl verwenden in ihren Schätzungen eine mit Variante (V) vergleichbare Alternative. Von einer durchgängig stabilen Relation bei M3 kann somit nur dann ausgegangen werden, wenn die gesamte Renditenstruktur als Determinante der Geldnachfrage aufgenommen wird.

Bei M2 treten sowohl Stabilitäts- als auch statistische Schätzprobleme auf. Diese Beziehungen können die Entwicklung nicht zufriedenstellend erklären. Die Instabilitäten sind besonders augenfällig, wenn nur die Zinsniveaus berücksichtigt werden. Zusätzlich gibt es in den Schätzgleichungen stets Hinweise auf Autokorrelation der Residuen und Verletzung der Normalverteilungsannahme (oder allgemein Hinweise auf eine fehlspezifizierte Beziehung).²⁵ Die zuletzt angesprochenen Schwierigkeiten sind bei M1 zwar nicht existent, dort liegen aber in fast allen Beziehungen Anzeichen für Instabilitäten vor. Nur die Zusammenhänge unter Berücksichtigung des Kurzfristzins sind zumindest auf dem 10%-Niveau langfristig gesichert. Aufgrund kurzfristiger Instabilitäten stellt letztlich nur Gleichung (II) eine zufriedenstellende Alternative dar. Die Einbeziehung der Zinsstruktur erbringt bei M1 wegen der Unverzichtbarkeit keine Verbesserung der Ergebnisse.

Die Anpassung an das langfristige Gleichgewicht läuft relativ langsam ab; es werden – in den signifikanten Langfristgleichungen – nur zwischen 9% und 15% der Ungleichgewichte in einem Quartal abgebaut. Die langfristige Einkommenselastizität liegt stets über Eins. Dies deutet auf den fallenden Trend der jeweiligen Umlaufgeschwindigkeiten hin (siehe dazu auch die Abb. 1 und 2). Bei M1 dürfte dieses Ergebnis vor allem am Bargeldumlauf (Stichworte: Bargeldhaltung im Ausland, Schattenwirtschaft), bei M3 und M2 am Vermögenscharakter der darin enthaltenen verzinslichen Geldkomponenten liegen (Gerdemeier, 1996).

²⁵ Ein Test auf schwache Exogenität des realen BIP im Rahmen des Johansen-Verfahrens zeigt darüber hinaus, daß sich im Gegensatz zu M3 und M1 bei M2 auch hier gewisse Probleme ergeben. Die Ergebnisse dieser Exogenitätstests können bei Bedarf vom Autor bezogen werden.

a) Variante VI



b) Variante V

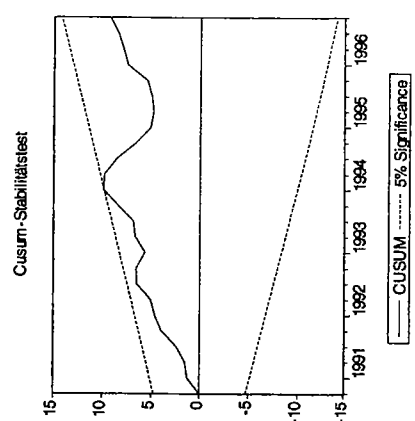
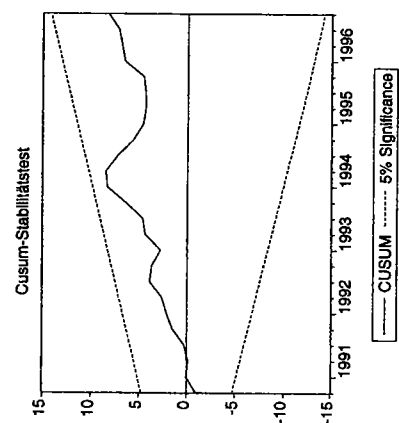
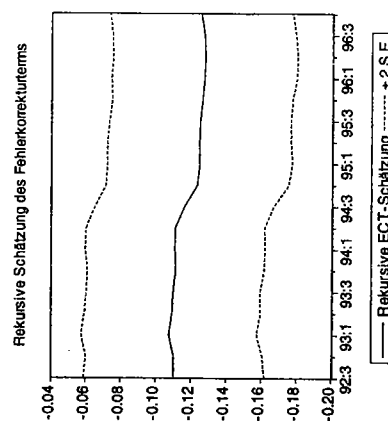
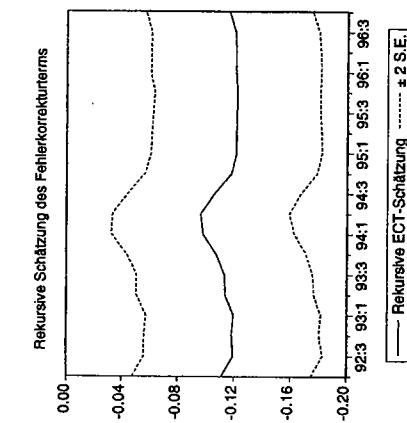
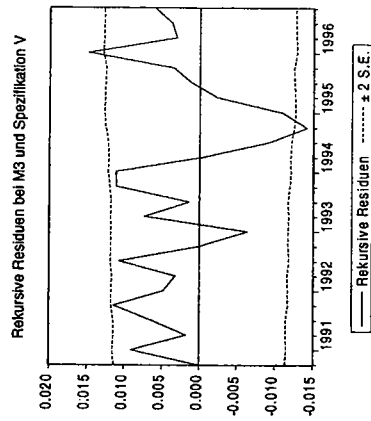


Abb. 5: Rekursive Schätzungen bei M3

Wie die Relationen der Einkommenselastizitäten der drei Geldmengenaggregate zeigen, sind Termin- und Spareinlagen in dieser Hinsicht nicht als „gleichartige Vermögenskomponenten“ aufzufassen.

In der kurzen Frist ist zunächst der relativ hohe (negative) Koeffizient der aktuellen Inflationsrate auffallend. Demnach trägt z. B. bei $M3$ die Preiselastizität der nominalen Geldnachfrage, die langfristig Eins ist, kurzfristig höchstens 0,13. Im Fall der Gleichungen (IV) und (V) beträgt diese sogar Null. Es liegt also eine extreme Form der Geldillusion vor.²⁶ Anhand eines Wald-Tests konnte bei $M3$ die Hypothese vollkommener Geldillusion ($\alpha_0 = -1$) in der hier unterstellten kurzen Frist nicht abgelehnt werden. Nur in den Gleichungen (V) und (VI) bei $M2$ scheint die Hypothese der Preishomogenität von Eins auch kurzfristig zu gelten (wobei diese Gleichungen nach obigen Ausführungen aber ansonsten keine zufriedenstellenden Eigenschaften aufweisen). Bei $M1$, das im Inland hauptsächlich für Transaktionszwecke gehalten wird, ist ansonsten die Geldillusion am geringsten bzw. die Anpassung der nominalen Geldbestände an veränderte Preise am schnellsten.

Die Wiedervereinigungsdummy hat das erwartete positive Vorzeichen. Da je nach Geldmengenaggregat die übermäßige Ausweitung des Geldbestandes unterschiedlich ausfiel, sind auch die aus der Schätzung resultierenden Größenordnungen bei $M1$ (16%), $M2$ (7%) und $M3$ (13%) verschieden. Die kurzfristigen Einkommenselastizitäten sind erwartungsgemäß stets geringer als die langfristigen. In den Gleichungen für $M1$ fällt in einigen Beziehungen der negative Wert der Einkommenselastizität auf. Dies kann z. B. an der temporären Natur der kurzfristigen Einkommensschocks liegen. Dementsprechend würde man diese Störungen eher mit einer veränderten Ersparnis (also Nicht- $M1$ -Komponenten) als mit geänderten Konsumausgaben und damit – bei positiven Einkommensschocks – einer höheren Geldhaltung für Transaktionszwecke (d. h. $M1$) auffangen.²⁷ Ansonsten übt kurzfristig das Einkommen bei $M1$ keinen signifikanten Einfluß aus.

Bei den Zinsvariablen sind alle Parameterwerte statistisch gesichert. Sie sind generell bei $M2$, aufgrund der marktmäßigen Verzinsung von Termineinlagen, höher als bei $M3$. Wenn nur die Zinsniveaus berück-

²⁶ Ähnliche Resultate erzielt man, wenn der Preisindex der Lebenshaltung anstatt des BIP-Deflators zugrunde gelegt wird.

²⁷ Eine alternative Erklärung für die kurzfristig negative Einkommenselastizität liefert die sog. buffer-stock-Ansätze in Verbindung mit einer langsamen Preis Anpassung. In dem hier interessierenden Kontext würden Spareinlagen, Termineinlagen und das Geldvermögen als Puffer dienen.

sichtigt werden (I, II), ergeben sich bei $M2$ sogar positive Koeffizienten. Hier resultieren die (absolut gesehen) größten Zinselastizitäten in den Fällen (IV) und (V), in welchen die Kurzfristzinsen zusammen mit der Zinsstruktur eine wichtige Rolle spielen. Die Zinsstruktur bringt hauptsächlich bei Geldmengenaggregaten, die auch verzinsliche Komponenten enthalten ($M2, M3$) ihre positiven Eigenschaften zum Tragen. Bei $M1$ dagegen scheinen allein die kurzfristigen Zinsen die entscheidende Rolle zu spielen. Dort sind auch die auf die Niveaus bezogenen Zinselastizitäten erwartungsgemäß (absolut) am höchsten. Bezogen auf die Renditenstruktur hat α_0 – die Niveaushiftvariable – immer das erwartete negative Vorzeichen. Da es bei Kapitalmarktanlagen eher um Substitutionsbeziehungen zu zinstragenden Geldkomponenten geht, ist die Elastizität bei $M3$ (absolut) am größten. Überraschend erscheint zunächst das positive Vorzeichen des Zinsstrukturparameters α_1 , der die Steigung der Zinsstrukturkurve widerspiegelt. Je nach den Substitutionsbeziehungen zwischen den entsprechenden Papieren, die in die Schätzung der Renditenstrukturkurve eingehen, und den Komponenten des entsprechenden Geldmengenaggregates, sowie den Zeitpräferenzen der Individuen, ist hier aber sowohl ein positives als auch ein negatives Vorzeichen theoretisch vorstellbar (Friedman, 1977, Friedman/Schwartz, 1982). Faßt man die Koeffizienten von α_0 und α_1 zusammen, kann dies als Approximation einer kurzfristigen (einjährigen) Kapitalmarktanlage interpretiert werden ($n \rightarrow 1$). Der Wert ist dann stets negativ, ein Indiz dafür, daß diese (kurzfristige) Anlageform zur Geldhaltung in einer Substitutionsbeziehung steht.

4. Zusammenfassung und Schlussfolgerungen

Eine adäquate Beschreibung der Daten zur deutschen Geldnachfrage gelingt nicht mit jeglicher Spezifikation der Opportunitätskostenvariablen. Bessere Ergebnisse erzielt man bei weiten Geldmengenaggregaten, wenn die Zinsstruktur mit berücksichtigt wird. Am besten schneiden dabei die Gleichungen (V) und (VI) ab, die einerseits die Eigenverzinsung explizit den Opportunitätskosten gegenüberstellen, andererseits das gesamte Zinspektrum am Kapitalmarkt berücksichtigen. Generell wurden in dieser Arbeit die Zinsvariablen – theoretisch und empirisch mit ökonomischen Argumenten begründet – als stationäre Größen behandelt und dementsprechend ausschließlich in Niveauform in die kurzfristige Dynamik aufgenommen. Dies läßt sich dahingehend interpretieren

tieren, daß über eine traditionelle Zinsniveaupolitik das Geldmengenwachstum (c.p.) beeinflußt werden kann. Nicht-stationäre Nominalzinsen würden bei stationärer Inflationsrate auch nicht-stationäre Realzinsen nach sich ziehen. Dann würde einer Vielzahl theoretischer Modelle, z. B. dem „Consumption-based Capital Asset Pricing Model“ oder fast allen Wachstumsmodellen, die Basis entzogen.

Im Fall V wird die Zinselastizität (absolut) immer geringer, je mehr marktmäßig verzinsten Komponenten in $M3$ sind. Die Entwicklung der Sondersparformen, die Tendenz zu zinstragenden Transaktionskonten sowie die zunehmende Ökonomisierung der Kassenhaltung durch electronic money könnten hier die Geldpolitik in Zukunft vor Probleme stellen. Zur Erreichung eines intendierten Geldmengeneffektes sind dann größere Zinsschritte erforderlich.

Bei Alternative VI ist für die Geldpolitik entscheidend, ob sie die Kapitalmarktzinsen beeinflussen kann. Für die USA wurde dies – z. B. über den Einfluß auf die Inflation und Inflationserwartungen – bejaht (Mehra, 1996). Eine entsprechende Analyse für Deutschland würde allerdings den Rahmen der vorliegenden Arbeit sprengen. Die Bundesbank geht zwar einerseits von keinem direkten und hinreichend genauen Einfluß der Geldpolitik auf die Kapitalmarktzinsen aus (Deutsche Bundesbank, 1995, S. 70), betont andererseits aber die Rolle einer vorausschauenden und stabilitätsorientierten Geldpolitik für niedrige Kapitalmarktzinsen (Deutsche Bundesbank, 1998, S. 93). Der geldpolitische Transmissionsprozeß würde dann im Rahmen der Geldmengensteuerung primär über die Kapitalmärkte und Erwartungen ablaufen. Und dies wiederum wäre ein deutlicher Hinweis darauf, aus geldpolitischer Sicht nicht zu sehr auf an Kapitalmarktzinsen orientierten Indikatorgrößen zu vertrauen (siehe auch Bernanke/ Woodford, 1997).

Als weitere generelle Schlußfolgerungen gilt es festzuhalten:

Erstens kann $M3$ in Deutschland bei angemessener Spezifikation der Opportunitätskostenvariablen innerhalb des Untersuchungszeitraums als lang- und kurzfristig stabil betrachtet werden. Die Bundesbank tat also gut daran, ihre Politik auch in den turbulenten 90er Jahren weiterhin an diesem Geldmengenaggregat auszurichten. Bei $M1$ sind dagegen Stabilitätsprobleme, bei $M2$ statistische Schätzprobleme augenfällig. Geldpolitische Schwierigkeiten sind bei $M3$ mit der ziemlich langsamen Anpassung an das langfristige Gleichgewicht verbunden. Dadurch kommt der kurzfristigen Dynamik und dort unter Umständen auftretenden Instabilitäten verstärkte Bedeutung zu.

Zweitens erhält man ökonomisch und statistisch die besten Resultate bei $M3$, indem die Zinsstruktur sorgfältig spezifiziert und auf das gesamte Laufzeitspektrum alternativer Anlagen abgestellt wird. Auch bei $M2$ sollte die Zinsstruktur stets mit beachtet werden. Nur bei dem zinslosen Aggregat $M1$ scheinen die kurzfristigen Zinsen allein die entscheidende (finanzielle) Opportunitätskostenvariable zu sein.

Eine neue Art der Spezifikation der Opportunitätskosten stellte für Deutschland die Heranziehung der Renditenstruktur dar. Dabei wurde nur auf Kapitalmarktanlagen Bezug genommen. Implizit ist damit in der Geldnachfragefunktion die Struktur der Inflationserwartungen enthalten. Eine Ergänzung dieses Ansatzes wäre die zusätzliche Berücksichtigung unterjähriger Geldmarktanlagen. Zur ökonomischen Interpretation der Koeffizienten von a_1 und a_2 könnte man a_0 und den jeweils anderen Renditestrukturparameter konstant halten. Das würde allerdings keine Zusatzinformationen gegenüber a_0 isoliert betrachtet erbringen, da diese Situation einer Veränderung der Renditen für jede Restlaufzeit entspricht. Interessanter ist z. B. der Fall einer veränderten Steigung bei gleichzeitiger Konstanz einer gewogenen durchschnittlichen Rendite, wobei die Gewichte durch die Bedeutung der verschiedenen Kapitalmarktanlagen für die Geldnachfrage festgelegt werden (Friedman/Schwartz, 1982, S. 205 ff.). Diese Gewichtungsfunktion ist zwar nicht bekannt, wohl aber in den Koeffizienten a_0 , a_1 und a_2 enthalten, so daß ein Rückschluß möglich ist. Sie wird in der Regel von den Renditenniveaus und der Renditenstruktur abhängen. Man könnte alternativ mit unterschiedlichen postulierten Gewichtungsfunktionen experimentieren und z. B. analysieren, wie sich eine zunehmende Steigung der Renditenstrukturkurve, ausgelöst durch eine Senkung am kurzen Ende bei gleichzeitig erhöhten Renditen am langen Ende, so daß die durchschnittliche Rendite konstant bleibt, auf die Geldhaltung auswirkt. Dies soll Aufgabe zukünftiger Forschungen sein.

Literaturverzeichnis

- Allen, S. D. / Hafer, R. W. (1983): Money Demand and the Term Structure of Interest Rates, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 11, S. 129 ff.
- Allen, S. D. / Hatfield, B. / Williams, D. (1981): A Cubic Estimate of the Term Structure of Interest Rates for a Money Demand Function, *Journal of Macroeconomics*, Vol. 3, S. 91 ff.

- Banerjee, A. / Dolado, J. J. / Hendry, D. F. / Smith, G. W.* (1986): Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics Through Static Models: Some Monte Carlo Evidence, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 48, S. 253 ff.
- Banerjee, A. / Dolado, J. J. / Mestre, R.* (1998): Error-Correction Mechanism Tests for Cointegration in a Single-Equation Framework, *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 19, S. 267 ff.
- Bernanke, B. S. / Mishkin, F.* (1992): Central Bank Behavior and the Strategy of Monetary Policy: Observations from Six Industrialized Countries, in: Blanchard, O. J. / Fischer, S. (eds.), *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge, S. 183 ff.
- Bernanke, B. S. / Woodford, M.* (1997): Inflation Forecasts and Monetary Policy, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 29, S. 653 ff.
- Bhandari, J. S. / Turnovsky, S. J.* (1982): Alternative Monetary Policies in an Inflationary Equilibrium Model of the Open Economy, *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 118, S. 1 ff.
- Bierens, H. J. / Gao, S.* (1993): Testing Stationarity and Trend Stationarity against the Unit Root Hypothesis, *Econometric Reviews*, Vol. 12, S. 1 ff.
- Boughton, J. M.* (1991): Long-run Money Demand in Large Industrial Countries, *IMF Staff Papers*, Vol. 38, S. 1 ff.
- Campbell, J. Y. / Perron, P.* (1991): Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know About Unit Roots, in: Blanchard, O. J. / Fischer, S. (eds.), *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge, S. 141 ff.
- Campos, J. / Ericsson, N. / Hendry, D. F.* (1996): Cointegration Tests in the Presence of Structural Breaks, *Journal of Econometrics*, Vol. 70, S. 187 ff.
- Davidson, R. / MacKinnon, J. G.* (1993): Estimation and Inference in Econometrics, New York, Oxford.
- Deutsche Bundesbank (1983): Die Zinsentwicklung seit 1978, *Monatsbericht*, Januar 1983, 35. Jg., S. 14 ff.
- (1985): Zur längerfristigen Entwicklung und Kontrolle des Geldvolumens, *Monatsbericht*, Januar 1985, 37. Jg., S. 14 ff.
- (1992): Zum Zusammenhang zwischen Geldmengen- und Preisentwicklung in der Bundesrepublik Deutschland, *Monatsbericht*, Januar 1992, 44. Jg., S. 20 ff.
- (1994): Macroeconomic Model of the German Economy, Frankfurt.
- (1995a): Geldnachfrage und Währungs substitution in Europa, *Monatsbericht*, Januar 1995, 47. Jg., S. 33 ff.
- (1995b): Überprüfung des Geldmengenziels und Neuordnung der Mindestreserve, *Monatsbericht*, Juli 1995, 47. Jg., S. 19 ff.
- (1995c): Die Geldpolitik der Bundesbank, Frankfurt/Main.
- (1996): Makro-ökonomisches Mehr-Länder-Modell, Frankfurt.
- (1997a): Die längerfristige Entwicklung der Spareinlagen und ihre Implikationen für die Geldmengenpolitik, *Monatsbericht*, Mai 1997, 49. Jg., S. 43 ff.

- (1997b): Überprüfung des Geldmengenziels, *Monatsbericht*, August 1997, 49. Jg., S. 17 ff.
- (1998): Geschäftsbericht 1997, Frankfurt/Main.
- Engle, R. / Granger, C.* (1987): Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, Vol. 55, S. 251 ff.
- Filosa, R.* (1995): Money Demand Stability and Currency Substitution in Six European Countries (1980 - 1992), *BIS Working Paper No. 30*, Basle.
- Friedman, M.* (1977): Time Perspective in Demand for Money, *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 79, S. 397 ff.
- Friedman, M. / Schwartz, A. J.* (1982): The Effect of the Term Structure of Interest Rates on the Demand for Money in the United States, *Journal of Political Economy*, Vol. 90, S. 201 ff.
- Fuhrer, J. C.* (1997): Inflation / Output Variance Trade-Offs and Optimal Monetary Policy, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 29, S. 214 ff.
- Gerdemeier, D.* (1996): Die Rolle des Vermögens in der Geldnachfrage, *Diskussionspapier 5 / 96*, Volkswirtschaftliche Forschungsgruppe der Deutschen Bundesbank.
- von Hagen, J.* (1993): Monetary Union, Money Demand, and Money Supply, *European Economic Review*, Vol. 37, S. 803 ff.
- Hansen, G. / Kim, J. R.* (1995): The Stability of German Money Demand, *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 131, S. 286 ff.
- (1996): The Reliability of the Johansen-Procedure - Some Monte-Carlo-Results, Working Paper, Institute of Statistics and Econometrics, Christian Albrechts University at Kiel.
- Hansen, H.-J.* (1996): Der Einfluß der Zinsen auf den privaten Verbrauch in Deutschland, *Diskussionspapier 3 / 96*, Volkswirtschaftliche Forschungsgruppe der Deutschen Bundesbank.
- Harris, R.* (1995): Using Cointegration Analysis in Econometric Analysis, London.
- Heller, H. R. / Khan, M. S.* (1979): The Demand for Money and the Term Structure of Interest Rates, *Journal of Political Economy*, Vol. 87, S. 109 ff.
- Hubrich, K.* (1998): Estimation of a German Money Demand System - a long-run analysis, Humboldt University Berlin, mimeo (erscheint in *Empirical Economics*).
- Huang, H.* (1985): The Term Structure of Interest Rates in Money Demand: A Reevaluation, *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 17, S. 391 ff.
- Issing, O. / Tödter, K.-H.* (1995): Geldmenge und Preise im vereinigten Deutschland, in: Duwendag, D. (Hg.), *Neuere Entwicklungen in der Geldtheorie und Währungspolitik*, Berlin, S. 97 ff.
- Johansen, S.* (1988): Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, S. 231 ff.

- Johansen, S. / Juselius, K.* (1990): Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – with Applications to the Demand for Money, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 52, S. 169 ff.
- Kahn, J. A. / Ogaki, M.* (1992): A Consistent Test for the Null of Stationarity against the Alternative of a Unit Root, Economics Letters, Vol. 39, S. 7 ff.
- Kennedy, P.* (1993): A Guide to Econometrics, 3rd ed., Cambridge.
- Khan, M. S.* (1980): The Term Structure of Interest Rates in Money Demand Models, Economics Letters, Vol. 6, S. 261 ff.
- Klein, B.* (1974): Competitive Interest Payments on Bank Deposits and the Long-Run Demand for Money, The American Economic Review, Vol. 64, S. 931 ff.
- Kole, L. S. / Meade, E. E.* (1995): German Monetary Targeting: A Retrospective View, Federal Reserve Bulletin, Vol. 81, No. 10, S. 917 ff.
- Kozicki, S. / Reyschneider, D. / Tinsley, P.* (1996): The Behaviour of Long-term Interest Rates in the FRB/US Model, in: BIS Conference Papers, The Determination of Long-term Interest Rates and Exchange Rates and the Role of Expectations, Vol. 2, Basle, S. 215 ff.
- Kremers, J. J. M. / Ericsson, N. R. / Dolado, J. J.* (1992): The Power of Cointegration Tests, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 54, S. 325 ff.
- Kwiatkowski, D. / Phillips, P. C. B. / Schmidt, P. / Shin, Y.* (1992): Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root, Journal of Econometrics, Vol. 54, S. 159 ff.
- Lahiri, K. / Mamingi, N.* (1995): Testing for Cointegration: Power versus Frequency of Observation – Another View, Economics Letters, Vol. 49, S. 121 ff.
- Lindler, D. E. W.* (1993): The Demand for Money: Theories, Evidence and Problems, 4th ed., New York.
- Lob, M.* (1994): Kointegration und Granger-Kausalität, Idstein.
- Lütkepohl, H. / Moriyon, M. / Wolters, J.* (1995): Stabilitätsanalyse der bundesdeutschen Geldnachfrage anhand alternativer Ansätze zur Modellierung variierender Regressionskoeffizienten, Kredit und Kapital, Vol. 28, S. 107 ff.
- MacKinnon, J.* (1991): Critical Values for Cointegration Tests, in: Engle, R. / Granger, C. (eds.), Long-run Economic Relationships – Readings in Cointegration, Oxford, S. 267 ff.
- Mehra, Y. P.* (1996): Monetary Policy and Long-Term Interest Rates, Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly, Vol. 82, No. 3, S. 27 ff.
- Neusser, K.* (1991): Testing the Long-Run Implications of the Neoclassical Growth Model, Journal of Monetary Economics, Vol. 31, S. 3 ff.
- Pagan, A.* (1984): Econometric Issues in the Analysis of Regressions with Generated Regressors, International Economic Review, Vol. 25, S. 221 ff.
- Perron, P.* (1989): The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis, Econometrica, Vol. 57, S. 1361 ff.

- (1990): Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean, Journal of Business & Economic Dynamics, Vol. 8, S. 153 ff.
- Romer, D.* (1996): Advanced Macroeconomics, New York.
- Rose, A.* (1988): Is the Real Interest Rate Stable?, Journal of Finance, Vol. 18, S. 1095 ff.
- Scharnagl, M.* (1996): Geldmengengagrate unter Berücksichtigung struktureller Veränderungen an den Finanzmärkten, Diskussionspapier 2/96, Volkswirtschaftliche Forschungsgruppe der Deutschen Bundesbank.
- Schichl, S.* (1996): Alternative Spezifikationen der deutschen Zinsstrukturkurve und ihr Informationsgehalt hinsichtlich der Inflation, Diskussionspapier 8/96, Volkswirtschaftliche Forschungsgruppe der Deutschen Bundesbank.
- Stock, J. H.* (1987): Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors, Econometrica, Vol. 55, S. 1035 ff.
- Tatom, J. A.* (1997): Capacity Utilization, GDP Gaps and the Yield Curve, Paper presented at the 23rd Cret Conference in Helsinki, July 30 – August 1, 1997.
- Tzavalis, E. / Wickens, M. R.* (1997): Explaining the Failures of the Term Spread Models of the Rational Expectations Hypothesis of the Term Structure, Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 29, S. 364 ff.
- Weidmann, J.* (1996): New Hope for the Fisher Effect? A Reexamination Using Threshold Cointegration, Universität Bonn, mimeo.
- West, K. D.* (1988): Asymptotic Normality, When Regressors have a Unit Root, Econometrica, Vol. 56, S. 1397 ff.
- Wolters, J.* (1998): Untersuchung der Renditestruktur am deutschen Kapitalmarkt 1970 – 1996, in: Baltensperger, E. (Hg.), Spekulation, Preisbildung und Volatilität auf Finanz- und Devisenmärkten, Schriften des Vereins für Socialpolitik, N.F., Bd. 257, Berlin, S. 129 ff.
- Wolters, J. / Lütkepohl, H.* (1997): Die Geldnachfrage für M3: Neue Ergebnisse für das vereinigte Deutschland, Ifo-Studien, Vol. 43, S. 35 ff.
- (1998): A Money Demand System for German M3, Empirical Economics, Vol. 23 S. 371 ff.
- Wu, Y. / Zhang, H.* (1996): Mean Reversion in Interest Rates: New Evidence from a Panel of OECD Countries, Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 28, S. 604 ff.

Abstract

By Franz Seitz

Money Demand, Interest Rates and the Term Structure

The paper analyzes the behaviour of $M1$, $M2$ and $M3$ in Germany with different specifications of the opportunity cost variable. For theoretical and empirical reasons the latter should be treated as stationary. Traditional approaches are supple-

mented by a combination of interest rates and term spreads and the incorporation of the whole yield structure. The equations with a well specified term structure yield the best estimation results for broad monetary aggregates. The monetary policy problems of the 1990s have not rendered the official target variable of the Deutsche Bundesbank $M3$ unstable.

JEL classification: C22, E41, E43

Fachhochschule Amberg-Weiden, D-92637 Weiden

KONJUNKTURPOLITIK, 44. Jg. H. 3 (1998)
Verlag Duncker & Humblot GmbH, Berlin

“Wait Unemployment” in Economics in Transition: The Case of Poland

By Tito Boeri* and Viktor Steiner**

1. Introduction

Several empirical studies on the effects of unemployment benefit (UB) duration on exits from unemployment have identified relevant “residual entitlement effects” on labour market behaviour (see, e.g., Atkinson and Micklewright 1991, Meyer 1990, Steiner 1997). Spikes of hazards from unemployment are typically observed just before individuals reach the maximum duration of unemployment benefits. This may suggest that jobseekers are just waiting until the end of their UB entitlement before taking up job offers or deciding upon their withdrawal from the labour force.

Extending the standard neoclassical labour supply model by introducing a limited entitlement period for unemployment compensation yields the implication that a disproportionate number of unemployed people will take up work in the month after benefit exhaustion (see, e.g., Moffitt and Nicholson 1982). Alternatively, job search theory suggests that residual entitlement effects are likely to dominate increased search intensity as well as a decline in reservation wages of individuals inducing them to accept even job offers located at the lower end of the wage distribution (see, e.g., Mortensen 1977). Unfortunately, it is very difficult to disentangle these two effects of unemployment benefit duration as little, if any, information is generally available on job offer arrival rates. Identifying the main sources of the observed entitlement effects would be very valuable not only for testing individual labour market behaviour, but also for policy-making purposes. Were entitlement effects found to be mainly as-

* IGIER and Università Bocconi, Milan.

** ZEW, Mannheim. The second author acknowledges financial support under the PHARE-ACE Project No. P95 - 208-R “Labour Market Policies, Income Support and Work Incentives in Transition Economies”. We received helpful comments from two anonymous referees.