

# **Geldnachfrage in einer offenen Volkswirtschaft: Bundesrepublik Deutschland 1970–1979**

Von Hans-E. Loef, Siegen

## **I. Einleitung**

In makroökonomischen Modellen für geschlossene und offene Volkswirtschaften spielt die Nachfrage nach Geld eine entscheidende Rolle. Realer und monetärer Sektor einer geschlossenen Volkswirtschaft werden im wesentlichen durch die Abhängigkeit der Realkasse vom Real-einkommen und dem nominalen Zinssatz miteinander verknüpft. Einkommens- und Zinselastizitäten der Geldnachfrage sind wichtige Einflußgrößen für die Effizienz von Geld- und Fiskalpolitik. In einer offenen Volkswirtschaft wird der Markt für Realkasse zusätzlich durch ausländische Zinssätze und Wechselkursbewegungen (bzw. internationale Reserven) in einem System flexibler (bzw. fixer) Wechselkurse beeinflußt. Dadurch wird die Wirkungsweise monetärer Variabler und der Geldpolitik im besonderen auf gesamtwirtschaftliche Größen wie Einkommen, Preise und Beschäftigung relativiert.

Die vorliegende empirische Untersuchung legt besonderen Wert auf den möglichen Einfluß von erwarteten Wechselkursänderungen und ausländischen Zinssätzen auf die Nachfrage nach realer Kasse. Zusätzlich zu den eher traditionellen Ansätzen zur Geldnachfrage, in denen nominelle inländische Zinssätze den Opportunitätskostenvektor repräsentieren, werden Näherungsgrößen für die nicht beobachtbare, erwartete Inflationsrate berücksichtigt.

Die Anzahl der Autoren, die theoretisch die Abhängigkeit der Realkasse von der erwarteten Inflationsrate betonen, ist umfangreich, nur wenige jedoch können empirisch einen signifikanten, negativen Zusammenhang nachweisen<sup>1</sup>. Im allgemeinen kann mit Goldfeld (1973, 607–613) noch immer von einer kontroversen Sachlage gesprochen werden. Meine Analyse soll als Versuch verstanden werden, durch zusätzliche empirische Befunde zur Diskussion beizutragen.

---

<sup>1</sup> Vgl. die Literatur in Laidler (1977, 135 – 137) und Loef (1980, Fn. 3 und 4).

In makroökonomischen Modellen kleiner, offener Volkswirtschaften ist die Berücksichtigung ausländischer Zinssätze in der Geldnachfragefunktion häufig zu finden<sup>2</sup>. Zumeist determinieren die ausländischen Zinssätze unter der Annahme mobilen internationalen Kapitals die inländischen Zinssätze und legen unter Umständen der Wirksamkeit wirtschaftspolitischer Maßnahmen Beschränkungen auf. Für die Bundesrepublik Deutschland 1963 - 1970 hat *Hamburger* (1977) unter anderem gezeigt, daß in- und ausländische Zinssätze in der Geldnachfragefunktion austauschbar sind, und daß die Finanzmärkte (z. B. der Eurodollar-Markt und der deutsche Geldmarkt im engeren Sinn) derart miteinander verbunden sind, daß in- und ausländische Finanzaktiva enge Substitute darstellen<sup>3</sup>.

In verschiedenen Untersuchungen haben *Frenkel* (1976, 1977, 1979) und *Abel et al.* (1979) ermittelt, daß unter den Bedingungen der deutschen Hyperinflation 1921 - 23 erwartete Wechselkursänderungen eine wesentliche oder sogar die einzige Geldnachfragedeterminante waren. Diese Beiträge zeigen eindrucksvoll, daß in Hyperinflationen erwartete Inflationsraten und/oder erwartete Wechselkursänderungen einen signifikant negativen Einfluß auf die Geldnachfrage haben. Interessant wäre es jedoch auch zu wissen, ob in Zeiten mäßiger Inflationsraten ähnliche Beziehungen existieren.

Mein Beitrag versucht unter anderem, diese Frage empirisch für die Bundesrepublik Deutschland von 1970 bis 1979 zu beantworten. Abschnitt II präsentiert eine modifizierte Geldnachfragefunktion für eine offene Volkswirtschaft. Nach einer Diskussion über empirische Näherungsgrößen für die nicht beobachtbaren Erwartungsgrößen von Inflationsrate und Wechselkursentwicklung sowie der Frage möglicher Abhängigkeiten zwischen den erklärenden Variablen, werden im vierten Abschnitt empirische Ergebnisse vorgelegt und erläutert.

## **II. Geldnachfrage in einer offenen Volkswirtschaft: Theoretische Überlegungen und empirische Teststruktur**

Die theoretischen Grundlagen der zu postulierenden Geldnachfragefunktion für eine offene Volkswirtschaft sind der Chicago-Tradition zuzuordnen. Entsprechend wird die Nachfrage nach realer Kasse als

---

<sup>2</sup> Z. B. *Dornbusch* (1976 a), *Hamburger* (1977) und *Neumann* (1977).

<sup>3</sup> Eine weitere Untersuchung zum Einfluß ausländischer Zinssätze auf die inländische Geldnachfrage in vier Ländern haben *Arango* und *Nadiri* (1981) vorgelegt.

abhängig angesehen vom Nutzen, den die Gelddienste erzeugen, dem gesamten Realvermögen als Budgetrestriktion und einem Vektor von Opportunitätskosten (*Friedman, 1956*).

Für den vorliegenden Untersuchungsgegenstand werden die Opportunitätskosten der Geldhaltung in inländische und ausländische unterteilt. Inländische Vermögensalternativen schließen nominelle und reale Wertpapiere sowie Güter im allgemeinen ein. Die erwartete Veränderung des relativen Preises zwischen Gütern (z. B. Immobilien, Kunstwerke, Gold etc.) und der Geldmenge wird als relevanter Opportunitätskostenausdruck für Geld als Bestandsgröße angesehen. Die erwartete gesamtwirtschaftliche Inflationsrate kann somit als inländischer „stock-Preis“ des Geldes interpretiert werden. Für die Dienste der Geldhaltung (flows) ergeben sich in den erwarteten Erträgen der inländischen Wertpapierhaltung eine andere Opportunitätskostenart. Üblicherweise werden die erwarteten Wertpapiererträge durch die effektiven Zinssätze („flow-Preise“) dieser Anlageart substituiert. Der vorliegende Ansatz folgt dieser Vorgehensweise.

In der monetären Außenhandelstheorie und dem monetären Ansatz zur Zahlungsbilanztheorie im besonderen wird der Wechselkurs als relativer Preis zweier Währungen interpretiert. Wie im Fall der Inflationsrate sind zukünftige Entwicklungen dieser „stock-Preise“ unsicher und die Erwartung der Wechselkursänderungen muß betrachtet werden. Für den Fall einer erwarteten Abwertung der heimischen Währung, d. h. einem Anstieg des erwarteten Wechselkurses, wird eine teilweise Substitution zugunsten der ausländischen Währung(en) erfolgen. Es ist nicht notwendig, daß alle Geldnachfrager ihr Portfolio zugunsten der aufwertungsverdächtigen Währung verändern. Vielmehr ist es nur erforderlich, daß es eine genügend große Anzahl aktiver Marktteilnehmer gibt, die auf erwartete Wechselkursänderungen reagieren, damit dieser „stock-Markt“ funktioniert (vgl. *Mussa, 1976, 235 - 6*).

In einer offenen Volkswirtschaft mit keinen oder nur geringen Restriktionen bei internationalen Kapitalbewegungen können Inländer Teile ihres Vermögens in ausländischen Finanzanlagen halten. Erwartete Erträge bzw. die Zinssätze dieser ausländischen Portfolio-Alternativen werden als weitere „flow-Preise“ die Vermögensaufteilung ebenfalls beeinflussen. Anders als bei inländischen Wertpapieren jedoch, unterliegen die ausländischen Zinszahlungen Wechselkursveränderungen. Daher müssen die ausländischen Zinssätze um erwartete Wechselkursänderungen bereinigt werden.

Diese, kurz theoretisch skizzierte, Geldnachfragehypothese für eine offene Volkswirtschaft wird mit Quartalswerten für die Bundesrepublik Deutschland im Zeitraum I. 1970 bis IV. 1979 getestet. Als abhängige Variable wird die eng definierte Geldmenge  $M_1$  (Bargeld und Sichteinlagen) gewählt<sup>4</sup>. Zur Preisbereinigung wird der Lebenshaltungskostenindex  $P$  verwendet<sup>5</sup>. Beide Zeitreihen sind saisonbereinigt.

Wie in anderen Untersuchungen zu diesem Gegenstand<sup>6</sup>, schließen Datenprobleme die Verwendung einer direkten Vermögensgröße als Budgetrestriktion für die Bundesrepublik, zumindest auf Quartalsbasis, aus<sup>7</sup>. Ich verwende daher gleitende Durchschnittswerte über acht Quartale des vergangenen realen Sozialproduktes  $\left(\frac{1}{8} \sum_{j=0}^7 (Y/P)_{t-j}\right)$  als Näherungsgröße für die Budgetrestriktion. Das nominelle Sozialprodukt  $Y$  (saisonbereinigt) wird wiederum durch den Lebenshaltungskostenindex deflationiert. Da diese Einkommens-Vermögens-Approximation in den nachfolgenden Tests zufriedenstellende statistische Ergebnisse lieferte, wird kein Versuch gemacht, diese durch Variation der Acht-Quartale-Verzögerung zu verbessern.

---

<sup>4</sup> Bisher gibt es keine präzise Geldmengendefinition für den Fall einer offenen Volkswirtschaft. Poniachek weist jedoch darauf hin, daß die enge Geldmengendefinition ( $M_1$ ) ein durchaus geeignetes Konzept darstellt und eine Neudefinition nicht unbedingt notwendig ist (vgl. Poniachek (1980)).

<sup>5</sup> Die Veränderung des Konsumentenpreisindex wird als relevante Inflationsrate deshalb verwendet, weil diese Rate für die Wirtschaftssubjekte ohne wesentliche Verzögerungen und allgemein verfügbar ist. Diese Größe wird normalerweise am Ende jeden Monats in den Massenmedien veröffentlicht und kann daher bei Portfolioentscheidungen zum Monats- bzw. Quartalsende berücksichtigt werden. Der implizite Preisindex des Sozialprodukts, als weiterer Kandidat für die Inflationsratennmessung, ist nicht sofort verfügbar und wird sowohl mit einer nicht unbeträchtlichen zeitlichen Verzögerung als auch als vorläufige Größe, die meist regelmäßig revidiert wird, veröffentlicht. Zudem spiegelt der implizite Preisindex des Sozialproduktes die möglicherweise großen Variationen der Importpreise (z. B. Rohöl- und andere Rohstoffpreise) unmittelbar wider. Der Konsumentenpreisindex wird diese Preisausschläge nur dann reflektieren, wenn sie auf das Preisniveau für die Endprodukte durchschlagen und einen längerfristigen Charakter aufweisen. Schließlich ist zu berücksichtigen, daß für nutzentheoretische Überlegungen der Konsum und nicht die sonstigen Komponenten des Sozialprodukts entscheidend sind. Aus den genannten Gründen wird der Konsumentenpreisindex sowohl zu Zwecken der Deflationierung nomineller Größen als auch zur Bildung der Inflationsrate verwendet.

<sup>6</sup> Z. B. Hamburger (1977). Siehe insbesondere seine Aussage auf Seite 27.

<sup>7</sup> Eine Geldnachfrageuntersuchung, die die Ando - Modigliani - Brumberg-Lebenszyklushypothese anwendet, stellt Loef (1977) dar. In dieser Studie wird eine direkt meßbare Größe für einen Teil des Nicht-Human-Kapitals verwendet. Unglücklicherweise basieren diese Werte nur auf Jahresdaten.

Als inländische Zinssätze finden vier Alternativen Verwendung. Der kurzfristige nominelle Zinssatz wird durch den Dreimonatszinssatz  $i_3$  des deutschen Geldmarktes approximiert, während die Rendite für festverzinsliche Wertpapiere (nach Steuern)  $i_F$  als längerfristiger nomineller Zinssatz interpretiert werden kann. Der wichtigste inländische Zinssatz als Opportunitätskostengröße für die Geldhaltung ( $M_1/P$ ) wird jedoch durch den Zinssatz auf Termineinlagen  $i_T$  repräsentiert. Schließlich kann die Aktienrendite  $r_e$  als eine Näherungsgröße für die Ertragsrate des realen Kapitals als vierter inländischer Opportunitätskostenausdruck angewendet werden<sup>8</sup>.

Die ausländischen Zinssätze werden durch den Dreimonatszinssatz für Eurodollar-Depositen ( $i_{EU\$}$ ) und den Dreimonatszinssatz für amerikanische Staatspapiere ( $i_{US}$ ) ausgedrückt. Beide Zinssätze werden um erwartete Wechselkursänderungen bereinigt, indem sie mit dem Verhältnis von erwartetem zu aktuellem Wechselkurs ( $x^e/x$ , DM/\$) multipliziert werden<sup>9</sup>.

Da sich die tatsächlichen Geldmengenbestände in der Regel nur mit einer zeitlichen Verzögerung an die gewünschten anpassen, wird ein sogenannter Bestandsanpassungsprozeß für die realen Geldmengenbestände angenommen. Die Auflösung der Funktionen für gewünschte Geldhaltung und für den Anpassungsprozeß führt zu der reduzierten Form (1) mit dem Einschluß der um eine Periode zeitlich verzögerten Endogenen<sup>10</sup>.

$$(1) \quad \ln\left(\frac{M}{P}\right)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \frac{1}{8} \sum_{j=0}^7 \left(\frac{Y}{P}\right)_{t-j} + \alpha_2 i_t + \alpha_3 i_t^* \\ + \alpha_4 \hat{P}_t^e + \alpha_5 \hat{x}_t^e + \alpha_6 \ln\left(\frac{M}{P}\right)_{t-1} u_t$$

wobei  $i_t = i_{T,t}, i_{3,t}, i_{F,t}$ , oder  $r_{e,t}$   
inländische Zinssätze

<sup>8</sup> Es muß jedoch betont werden, daß  $r_e$  primär ein Maß für die Kapitalkosten ist und weniger für die Kapitalertragsrate. Beide Raten können durchaus unterschiedlichen Bewegungen folgen. Da jedoch  $r_e$ , wie im Text definiert, die einzige empirisch leicht ermittelbare Größe darstellt, ignoriere ich das angedeutete Problem.

<sup>9</sup> Die Zeitreihen aller Variablen sind den Monatsberichten der Deutschen Bundesbank und den Beiheften zu diesen Berichten, Reihe 4 und Reihe 5, unterschiedlicher Jahrgänge entnommen.

<sup>10</sup> Für eine ausführliche Darstellung siehe Loef (1980) und für kritische Einwände zu diesem Ansatz Goldfeld (1973).

$$i_t^* = i_{EU\$,\,t}^{ber} = i_{EU\$,\,t} \frac{x_t^e}{x_t} \quad \text{oder} \quad i_{US\$,,\,t}^{ber} = i_{US,\,t} \frac{x_t^e}{x_t}$$

ausländische Zinssätze

mit  $\alpha_1, \alpha_6 > 0$  und  $\alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_5 < 0$

Ehe Gleichung (1) oder Modifikationen davon getestet werden können, müssen die beiden Erwartungsgrößen  $\hat{P}_t^e$  (zum Zeitpunkt  $t$  für  $t+1$  erwartete Inflationsrate) und  $\hat{x}_t^e$  (zum Zeitpunkt  $t$  für  $t+1$  erwartete Wechselkursänderung) operationalisiert werden. Dies geschieht im nächsten Abschnitt zusammen mit Überlegungen hinsichtlich möglicher Multikollinearität in Gleichung (1).

### III. Operationalisierung von Erwartungswerten und mögliche Multikollinearitätsprobleme beim Testansatz

In den meisten der unten vorgestellten Regressionen wird die erwartete Inflationsrate  $\hat{P}_t^e$  durch die tatsächliche Inflationsrate  $\hat{P}_t$  ersetzt, die während der Periode  $t$  vorherrschte, an deren Ende der gewünschte Geldmengenbestand bestimmt wird. Die Verwendung der letzten beobachtbaren Inflationsrate als Näherungsgröße für den Erwartungswert  $\hat{P}_t^e$  stellt einen Spezialfall der sogenannten adaptiven Erwartungsstruktur dar. Diese extreme Annahme wird später modifiziert und durch die (weit extremere) Annahme rationaler Erwartungen bei Informationskosten und zufälligen Schätzfehlern von null ersetzt. In diesem Fall dient die *ex ante* nicht beobachtbare tatsächliche Inflationsrate der Periode  $t+1$  als Schätzgröße für die erwartete Inflationsrate. Schließlich werden in einem dritten Ansatz zwei Marktzinssätze ( $i_F$  und  $r_e$ ) mit der *Fischer'schen* Zinsgleichung derart verbunden, daß eine weitere, empirisch verwertbare Approximation für  $\hat{P}_t^e$  gefunden wird.

Für die erwartete Wechselkursänderung kann eine leicht beobachtbare Marktgröße eingesetzt werden. Der Dreimonats-Swapsatz (three-month forward premium) für den DM/\\$ Wechselkurs ( $ss_t$ ), definiert als

$$ss_t = \frac{FR_t - SR_t}{SR_t} \quad \text{wobei } FR_t = \text{Terminkurs zum Zeitpunkt } t \text{ für } t+1, \text{ DM}/\$$$

$SR_t = \text{Kassakurs zum Zeitpunkt } t, \text{ DM}/\$$

kann dahingehend interpretiert werden, daß er im allgemeinen und im Durchschnitt die Erwartungen der betreffenden Devisenmarktteilneh-

mer über die Veränderung des zukünftigen, unbekannten Wechselkurses  $SR_{t+1}$  widerspiegelt. Anders ausgedrückt: Es wird angenommen, daß der Terminkurs die beste, empirisch beobachtbare Näherungsgröße für den erwarteten Wechselkurs darstellt,  $x_t^e = E_t(SR_{t+1}) = FR_t$  (siehe hierzu *Frenkel*, 1976, 1977, 1978 und 1979 und *Dornbusch*, 1976 b).

Beim Testen einer Gleichung wie (1) wird ökonometrisch unter anderem normalerweise angenommen, daß die exogenen, erklärenden Variablen unabhängig voneinander sind. Ist dies nicht der Fall, können schwerwiegende Multikollinearitätsprobleme auftreten. Im Hinblick auf die in- und ausländischen Opportunitätskosten können Multikollinearitätsprobleme insbesondere dann auftreten, wenn die Kaufkraftparitätentheorie und/oder die Zinssatzparitätentheorie Gültigkeit besitzen. Darüber hinaus könnte ein direkter Zusammenhang zwischen der erwarteten Inflationsrate und dem inländischen Zinssatz über den *Fisher*-schen Zinseffekt bestehen.

Für den vorliegenden kurzfristigen Beziehungszusammenhang bedeutet die Zinssatzparitätentheorie die schwerwiegendste Beschränkung. Die nahezu parallele Entwicklung der heimischen Zinssätze ( $i_T$  und insbesondere  $i_s$ ) mit dem bereinigten Eurodollar-Zinssatz deutet auf internationale Finanzmärkte hin, die durch ein hohes Maß an Substitution und Integration gekennzeichnet sind. Es muß a priori angenommen werden, daß die Zinssatzparitätentheorie zumindest teilweise Gültigkeit besitzt. Die empirischen Ergebnisse der vorliegenden Untersuchung bestätigen diese Vermutung.

Der Einfluß von erwarteter Inflationsrate  $\hat{P}^e$  und realem Zinssatz  $r$  auf den nominalen Zinssatz  $i$  ist ein sehr langfristiges Phänomen (*Fisher*, 1930 und *Rutledge*, 1974) und sollte für die vorliegende kurzfristige Analyse keine ernsthaften Probleme aufwerfen.

Ein weiterer Zusammenhang, der im vorliegenden Fall Multikollinearitäten hervorrufen könnte, stellt die Kaufkraftparitätentheorie dar, die in ihrer relativen Version eine direkte Beziehung zwischen der Veränderungsrate des Wechselkurses und der Differenz heimischer und ausländischer Inflationsraten postuliert. Da jedoch die Kaufkraftparitätentheorie ebenfalls einen eher langfristigen Zusammenhang beschreibt und zudem ausländische Inflationsraten kein explizites Argument in der Geldnachfragefunktion (1) sind, sollten auch von dieser Seite her keine Multikollinearitätsprobleme auftreten.

#### **IV. Geldnachfrage in einer offenen Volkswirtschaft: Bundesrepublik Deutschland I. 1970 - IV. 1979**

##### 1. Grundlegende Ergebnisse

Testet man Gleichung (1), ohne Rücksicht auf mögliche Multikollinearitäten aufgrund der Zinssatzparitätentheorie zu nehmen, so ergibt sich Regressionsgleichung (2) in Tabelle 1.

Obwohl beide Parameter für die Zinssätze das richtige Vorzeichen besitzen, sind beide, bei üblichen Signifikanzannahmen, nicht von null verschieden. Um diese, theoretisch erwartete, Multikollinearität zu vermeiden, werden in den Regressionen (3) und (4) beide Zinssätze ( $i_T$  und  $i_{EU\$}^{bor}$ ) getrennt verwendet. Alle Parameter in (3) und (4) haben das erwartete Vorzeichen und sind (bis auf die Konstante in (3)) mindestens auf dem 95%-Niveau signifikant. Die Gesamtstatistiken weisen den vorgelegten Testgleichungen einen hohen Erklärungsbeitrag zu.

In beiden Regressionsgleichungen ergibt sich eine kurzfristige Einkommens-Vermögenselastizität von 0.535, während der langfristige Wert bei 1.01 bzw. 1.15 liegt. Um die durchschnittlichen Elastizitäten für die Opportunitätskosten zu ermitteln, müssen die jeweiligen Parameter mit dem entsprechenden Mittelwert dieser Variablen multipliziert werden. Für  $i_T$  ergeben sich kurz- und langfristige Zinselastizitäten der Geldnachfrage von – 0.030 und – 0.060. Die entsprechenden Werte für den bereinigten Eurodollar-Zinssatz liegen bei – 0.023 und – 0.048. Kurz- und langfristige Inflationselastizitäten der Geldnachfrage liegen über den Zinselastizitäten und betragen – 0.052 (bzw. – 0.068 für Gleichung (4)) und – 0.105 (bzw. – 0.146 für Gleichung (4)).

Die durchschnittliche Geldnachfrageelastizität in bezug auf die erwartete Wechselkursänderung ist positiv, weil der Stichprobenmittelwert dieser Größe negativ ist, was einer durchschnittlichen erwarteten Aufwertung der DM im Vergleich zum Dollar für die Untersuchungsperiode entspricht. Die kurzfristige Elastizität dieser Variablen ergibt sich als 0.011 (bzw. 0.014 für Gleichung (4)) und die langfristige als 0.023 (bzw. 0.030 für Gleichung (4)). Die Werte liegen damit absolut unter denen für Zinssätze und Inflationsrate.

Da die langfristigen Elastizitäten für die heimischen Opportunitätskosten ( $\hat{P}_t$  und  $i_t$ ) höher sind als diejenigen für die ausländischen, könnte vermutet werden, daß die inländischen Vermögensanlagen einen höheren Substitutionsgrad für die deutsche Geldhaltung aufweisen als die

Tabelle 1: Grundlegende Ergebnisse zur Geldnachfrage  $\ln(M_1/P)_t$ 

| Nr. | Konst.            | $\ln \frac{1}{8} \sum_{j=0}^7 \left( \frac{Y}{P} \right)_{t-1}$ | $i_{T,t}$         | $i_{EV3,t}^{ber}$ | $\hat{P}_t$       | $\left( \frac{FR - SR}{SR} \right)_t$ | $\ln \left( \frac{M}{P} \right)_{t-1}$ | $R_{ber}^2$ | S. F.  | D. W. | $h$  |
|-----|-------------------|---|-------------------|-------------------|-------------------|---------------------------------------|--|-------------|--------|-------|------|
| (2) | - 0.417<br>(1.77) | 0.552<br>(5.29)   | - 0.004<br>(1.60) | - 0.001<br>(0.50) | - 0.012<br>(3.59) | - 0.005<br>(2.77)                     | 0.500<br>(6.06)                        | 0.9885      | 0.0136 | 1.93  | 0.26 |
| (3) | - 0.360<br>(1.77) | 0.535<br>(5.48)   | - 0.005<br>(3.63) |                   | - 0.011<br>(3.82) | - 0.004<br>(2.92)                     | 0.506<br>(6.25)                        | 0.9888      | 0.0135 | 1.94  | 0.22 |
| (4) | - 0.486<br>(2.39) | 0.535<br>(4.96)   |                   | - 0.003<br>(2.68) | - 0.014<br>(5.30) | - 0.005<br>(3.27)                     | 0.534<br>(6.05)                        | 0.9885      | 0.0137 | 1.79  | 0.80 |

*t*-Werte in Klammern unter den Parametern; S. F. = Standardfehler der Schätzung; D. W. = Durbin-Watson Statistik;  
 $h$  = Durbin's *h*-Statistik.

ausländischen Alternativen. Es muß jedoch beachtet werden, daß alle ermittelten Elastizitäten der Opportunitätskosten Durchschnittswerte repräsentieren, und daß die vermutete Reihenfolge als willkürlich erscheint, weil die Stichprobenmittelwerte die Elastizitäten in einer extremen Weise beeinflussen können. Wenn z. B. der Mittelwert der erwarteten Wechselkursentwicklung zufällig null ist, so ist die entsprechende Elastizität ebenfalls null. Verwendet man Minimal- und Maximalwerte der Opportunitätskosten in der Untersuchungsperiode und berücksichtigt außerdem die Standardabweichungen der Parameter dieser Variablen aus den Gleichungen (3) und (4), um die langfristigen Elastizitäten zu ermitteln, so überschneiden sich die resultierenden Elastizitätsbereiche. Daher kann aus den hier vorliegenden Ergebnissen nicht sicher geschlossen werden, daß bestimmte Vermögensalternativen zur Geldhaltung eine stärkere Substitutionsbeziehung aufweisen als andere.

Die relativ guten Testergebnisse der Gleichung (3) und (4) könnten statistisch mit der Tatsache erklärt werden, daß die Endogene und zwei der exogenen Variablen trendbehaftet sind. Es könnte vermutet werden, daß diese beiden trendbehafteten erklärenden Variablen alle Variationen der realen Geldmenge allein erklären, so daß für die Opportunitätskosten kein empirischer Erklärungsbeitrag verbleibt. Um diesem Argument zu begegnen, wurden Regressionsn durchgeführt, die — beginnend mit den trendbehafteten Variablen — die Erklärenden schrittweise einführten. In allen Fällen nahm der bereinigte Korrelationskoeffizient zu, so daß der Verlust an Freiheitsgraden durch den Erklärungsgehalt der zusätzlichen Variablen überkompensiert wurde.

Ein weiterer Ansatz zur Ermittlung der empirischen Relevanz der Opportunitätskosten kann mit Hilfe eines *F*-Tests vorgenommen werden. Tabelle 2 zeigt die ermittelten *F*-Werte, wenn zusätzlich zu den trendbehafteten Variablen die Opportunitätskosten in der Regressionsgleichung berücksichtigt werden. Die Zeilen 1 bis 3 zeigen für den heimischen Zinssatz  $i_T$ , daß die *F*-Werte höher sind als die kritischen Werte bei einem Signifikanzniveau von 99 %. Es kann mit dem angegebenen Sicherheitsgrad geschlossen werden, daß der inländische Zinssatz für Termineinlagen ebenso wie die tatsächliche Inflationsrate und die erwartete Wechselkursveränderung einen signifikanten Einfluß auf die Nachfrage nach realer Kasse in der Bundesrepublik Deutschland 1970 bis 1979 hatten. Die relativ guten Testergebnisse sind nicht allein auf den Einfluß der trendbehafteten Variablen zurückzuführen.

Tabelle 2

**F-Tests für die empirische Evidenz verschiedener  
Opportunitätskosten in der Geldnachfragefunktion**

|   | zusätzliche Variablen<br>in der trendbe-<br>stimmten Gleichung*) | berechnete F-Werte<br>für |           |                       | kri-<br>tische<br>F-Werte<br>99 %<br>Konf.<br>inter-<br>vall | Frei-<br>heits-<br>grade |
|---|--|---------------------------|-----------|-----------------------|--|--------------------------|
|   |  | $i = i_T$                 | $i = i_3$ | $i = i_{EU}^{ber}$ \$ |  |                          |
| 1 | $i + \hat{P}_t$  | 15.5                      | 19.1      | 9.5                   | 5.3  | 2-35                     |
| 2 | $i + \frac{FR - SR}{SR}$   | 11.3                      | 15.9      | 1.8                   | 5.3  | 2-35                     |
| 3 | $i + \hat{P}_t + \frac{FR - SR}{SR}$                             | 15.4                      | 21.5      | 12.3                  | 4.4  | 3-34                     |
| 4 | $i + \hat{P}_{t+1}$  | 11.5                      | 15.0      | 6.8                   | 5.3  | 2-35                     |
| 5 | $i + \hat{P}_{t+1} + \frac{FR - SR}{SR}$                         | 11.1                      | 16.6      | 8.7                   | 4.4  | 3-35                     |
| 6 | $i + (i_F - r_e)$  | 14.8                      | 18.0      | 9.4                   | 5.3  | 2-35                     |
| 7 | $i + (i_F - r_e) + \frac{FR - SR}{SR}$                           | 14.5                      | 18.6      | 9.9                   | 4.4  | 3-34                     |

$$*) \ln\left(\frac{M1}{P}\right) = a_0 + a_1 \ln \frac{1}{8} \sum_{j=0}^7 (Y/P)_{t-j} + a_2 \ln\left(\frac{M1}{P}\right)_{t-1} + u_t$$

Verwendet man den bereinigten Eurodollar-Zinssatz zusammen mit der erwarteten Wechselkursänderung, so ergibt sich ein F-Wert von 1.85. Dieses Ergebnis kann dahingehend interpretiert werden, daß ausländische Opportunitätskosten allein nicht hinreichend sind, um die Portfolio-Alternativen der Realkassenhaltung in der Bundesrepublik zu repräsentieren. Möglicherweise ist in diesem Ergebnis ein kleiner Hinweis auf die Reihenfolge alternativer Vermögenskomponenten im Hin-

blick auf den Substitutionsgrad zu erkennen. Alle übrigen Kombinationen in Tabelle 2 enthalten wenigstens einen inländischen Opportunitätskostenausdruck. In diesen Fällen liegen die  $F$ -Werte über den kritischen Werten.

## 2. Ergänzende Ergebnisse

### a) Alternative Zinssätze

In einigen Geldnachfrageuntersuchungen für die Bundesrepublik (z. B. *Hamburger*, 1977 und *Loef*, 1977) wird als repräsentativer, kurzfristiger Zinssatz der Dreimonats-Geldmarktzinssatz ( $i_3$ ) verwendet. Obwohl im Prinzip dieser Zinssatz für Portfolio-Entscheidungen außerhalb des Banksystems irrelevant ist<sup>11</sup>, werden nachstehend die Ergebnisse vorgestellt, die sich ergeben, wenn der Zinssatz für inländische Termineinlagen ( $i_T$ ) durch  $i_3$  ersetzt wird.

Regressionsgleichung (5) in Tabelle 3 lässt erkennen, daß der Geldmarktzinssatz  $i_3$  ähnlich gute Ergebnisse liefert wie  $i_T$ . Der bereinigte Korrelationskoeffizient ist sogar größer und der Standardfehler der Schätzung kleiner. Die statistische Signifikanz der übrigen Erklärenden wird nicht verändert.

Verwendet man einen langfristigen inländischen Nominalzinssatz,  $i_F$  (Umlaufrendite für festverzinsliche Wertpapiere), so ergibt sich Regression (6). Erneut sind alle Parameter vorzeichenkorrekt und signifikant. Im Vergleich zu (3) jedoch fällt die Inflationselastizität absolut im Wert. Dieses Ergebnis kann dahingehend interpretiert werden, daß festverzinsliche Wertpapiere eine bessere Kompensation gegen Inflationsverluste bieten als Termineinlagen.

Ein langfristiger, realer Zinssatz ( $r_e$  = Aktienrendite) erweist sich für die Geldnachfrage in der Bundesrepublik als insignifikant (Regressionsgleichung (7)). Zusätzlich deutet Durbin's  $h$ -Statistik auf positive Autokorrelation hin<sup>12</sup>. Ähnliche Ergebnisse für die reale Geldnachfrage in der Bundesrepublik bezüglich der Aktienrendite finden sich bei *Hamburger* (1977) und *Loef* (1977).

Anstelle des bereinigten Eurodollar-Zinssatzes in Gleichung (4), Tabelle 1, kann als ausländischer Zinssatz auch der um Wechselkursbewegungen bereinigte Dreimonatszinssatz für US-Schatzwechsel ( $i_{US}^{ber}$  =

<sup>11</sup> Ein ähnlicher Vorbehalt könnte übrigens auch der Verwendung des Eurodollar-Zinssatzes entgegengesetzt werden.

<sup>12</sup> In allen Regressionsgleichungen (außer (14) weiter unten) wurde kein Verfahren zur Beseitigung möglicher Autokorrelation angewendet.

$i_{us}^F$  verwendet werden. Auch diese Opportunitätskostengröße hat einen signifikant negativen Einfluß auf die Realkassenhaltung (Regression (8) in Tabelle 3). Im Vergleich zum Eurodollar-Zinssatz scheint jedoch dieser ausländische Zinssatz weniger repräsentativ zu sein.

### b) Alternative Näherungsgrößen für die erwartete Inflationsrate

Die Approximation der erwarteten Inflationsrate durch die tatsächlich beobachtete der abgelaufenen Periode scheint der schwächste Teil der vorliegenden Analyse zu sein, und diese Eigenschaft kann auch durch andere Näherungsgrößen in diesem Abschnitt nicht entscheidend verbessert werden. Alternative empirische Kandidaten für die nicht beobachtbare erwartete Inflationsrate können jedoch möglicherweise weitere zusätzliche Evidenz hinsichtlich des betrachteten theoretischen Zusammenhangs liefern.

Bisher repräsentierte die laufende und durch die Vermögenshalter bekannte Inflationsrate der Periode  $t$  die zukünftige Inflationsrate für  $t + 1$ . Portfolio-Entscheidungen am Ende der Periode  $t$  bezogen sich somit auf die Inflationsrate während dieser Periode. Derartig fundierte Entscheidungen verwenden jedoch über  $\hat{P}_t$  hinaus keine zusätzlichen und möglicherweise ökonomisch vorhandenen Informationen. Diese wohlbekannte Schwäche sog. adaptiver Erwartungsstrukturen wird in der Annahme rationaler Erwartungen vermieden. Eine Möglichkeit, für die vorliegende Analyse rationale Erwartungen anzunehmen, besteht darin, die in  $t$  erwartete Inflationsrate für die nächste Periode durch die tatsächliche, zukünftige Inflationsrate in  $t + 1$  zu ersetzen. Bei dieser Vorgehensweise muß jedoch zusätzlich zur Annahme nicht vorhandener systematischer Fehler unterstellt werden, daß bei der Prognose keine zufälligen Fehler gemacht werden. Daher werden in der Hypothese  $\hat{P}_t^e = E_t(\hat{P}_{t+1}) = \hat{P}_{t+1}$  neben rationalen Erwartungen sowohl Informations- und Transaktionskosten von null als auch perfekte Vorausschätzung angenommen.

Unter diesen speziellen Annahmen resultiert Regressionsgleichung (9) in Tabelle 3. Im Vergleich zur Gleichung (3) in Tabelle 1, in der  $\hat{P}_t^e = E_t(\hat{P}_{t+1}) = \hat{P}_t$  unterstellt ist, zeichnet sich (9) durch geringfügig schlechtere statistische Ergebnisse aus. Der Koeffizient von  $\hat{P}_{t+1}$  ist jedoch ebenfalls signifikant negativ. Alle übrigen Koeffizienten sind vorzeichenkorrekt und signifikant<sup>13</sup>.

---

<sup>13</sup> F-Tests für die Signifikanz sind in Tabelle 2 enthalten.

Tabelle 3: Weitere Ergebnisse zur Geldnachfrage

| Nr.  | Konst.            | $\ln \frac{1}{8} \sum_{j=0}^7 \left( \frac{Y}{P} \right)_{t-j}$ | $i_{3,t}$         | $r_{e,t}$         | $i_{F,t}$         | $i_{US,t}^{bcr}$  |
|------|-------------------|---|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| (5)  | - 0.188<br>(0.99) | 0.430<br>(4.52)   | - 0.004<br>(4.24) |                   |                   |                   |
| (6)  | - 0.293<br>(1.43) | 0.518<br>(4.93)   |                   |                   | - 0.010<br>(2.95) |                   |
| (7)  | - 0.462<br>(1.92) | 0.505<br>(3.43)   |                   | - 0.002<br>(0.30) |                   |                   |
| (8)  | - 0.534<br>(2.49) | 0.509<br>(4.61)   |                   |                   |                   | - 0.003<br>(2.16) |
|      |                   |   | $i_{T,t}$         |                   | $(i_F - r_e)_t$   |                   |
| (9)  | - 0.147<br>(0.72) | 0.392<br>(4.48)   | - 0.005<br>(2.98) |                   |                   |                   |
| (10) | - 0.047<br>(0.26) | 0.350<br>(5.05)   | - 0.004<br>(2.47) |                   | - 0.011<br>(3.62) |                   |

t-Werte in Klammern; S. F. = Standardfehler der Schätzung; D. W. = Dur-

Ein anderer möglicher Ansatz bezieht sich auf die bekannte Fisher-Gleichung  $i = r + \hat{P}^e$  und verwendet für den nominalen Zinssatz  $i$  und den realen Zinssatz  $r$  zwei beobachtbare Marktgrößen. Da sich im vorigen Abschnitt zeigte, daß die Umlaufsrendite festverzinslicher Wertpapiere  $i_F$  in gewissem Ausmaße Kompensationen für die Inflation enthalten kann, wird dieser Zinssatz herangezogen, um den nominalen Zinssatz in der Fisher'schen Zinsgleichung zu repräsentieren. Trotz der kritischen Bemerkungen weiter oben, soll der reale Zinssatz durch die Aktienrendite angenähert werden. Die Differenz  $i_F - r_e$  kann dann als Approximation für die nicht beobachtbare erwartete Inflationsrate benutzt werden (siehe hierzu auch Neumann, 1977, 215). Regressionsgleichung (10) in Tabelle 3 zeigt auch für diese Alternative ein statistisch signifikantes Ergebnis<sup>14</sup>.

**$\ln(M_1/P)_t$ : Alternative Opportunitätskosten**

| $\hat{P}_t$       | $\left(\frac{FR - SR}{SR}\right)_t$ | $\ln\left(\frac{M}{P}\right)_{t-1}$ | $R_{ber}^2$ | S. F.  | D. W. | $h$    |
|-------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|-------------|--------|-------|--------|
| – 0.010<br>(3.84) | – 0.004<br>(2.96)                   | 0.584<br>(7.59)                     | 0.9909      | 0.0122 | 2.21  | – 0.76 |
| – 0.008<br>(2.59) | – 0.004<br>(2.80)                   | 0.519<br>(5.93)                     | 0.9889      | 0.0134 | 1.66  | 1.27   |
| – 0.015<br>(4.39) | – 0.004<br>(2.19)                   | 0.560<br>(4.60)                     | 0.9861      | 0.0150 | 1.50  | 2.40   |
| – 0.014<br>(5.11) | – 0.004<br>(2.36)                   | 0.572<br>(6.41)                     | 0.9878      | 0.0141 | 1.75  | 0.96   |
| $\hat{P}_{t+1}$   |                                     |                                     |             |        |       |        |
| – 0.008<br>(2.62) | – 0.004<br>(2.57)                   | 0.614<br>(8.16)                     | 0.9866      | 0.0147 | 1.95  | 0.18   |
|                   | – 0.004<br>(2.83)                   | 0.641<br>(10.53)                    | 0.9884      | 0.0137 | 2.06  | – 0.20 |

*bin-Watson Statistik; h = Durbin's h-Statistik.*

Alle drei verwendeten Möglichkeiten, die erwartete Inflationsrate zu operationalisieren, haben Unzulänglichkeiten und können aus verschiedenen, gerechtfertigten Gründen kritisiert werden. Jede einzelne Möglichkeit vermeidet jedoch die besonderen Fehler und Probleme, die mit den anderen Ansätzen verbunden sind. Da alle zur Approximation von  $\hat{P}_t^e$  verwendeten Variablen zu zufriedenstellenden statistischen Ergebnissen führten, deuten sie gemeinsam mit ihren besonderen theoretischen Begründungen auf dasselbe Ergebnis: Inflationserwartungen hatten 1970 bis 1979 einen negativen Einfluß auf die reale Geldnachfrage in der Bundesrepublik.

<sup>14</sup> F-Tests für die Signifikanz sind in Tabelle 2 enthalten.

### c) Alternative Geldmengendefinitionen

Es ist argumentiert worden (siehe *Goldfeld*, 1973, 611), daß der Anpassungsprozeß in realen Größen, wie er implizit in der Gleichung (1) und den nachfolgenden Testgleichungen verwendet wurde, fehlspezifiziert ist. Trifft dies zu, dann sind die Regressionen, in denen die tatsächliche Inflationsrate als Argument Eingang findet, ebenfalls fehlspezifiziert (siehe *Loef*, 1980, 43 - 46).

Die Verbindung eines nominellen Anpassungsprozesses, wie ihn *Goldfeld* (1973) vorschlägt, mit einer Nachfragefunktion für gewünschte reale Geldmengenbestände erscheint jedoch seltsam. Nimmt man mit *Friedman* (1973, 117) an, daß die nominelle Geldmenge angebotsbestimmt und die reale Geldmenge nachfrageorientiert ist, dann ist unsere bisherige Vorgehensweise korrekt.

Es könnte hingegen die Ansicht vertreten werden, daß *Friedman's* Aussagen für den vorliegenden Untersuchungsgegenstand nicht zutreffend sind. Insbesondere kann angenommen werden, daß in einer offenen Volkswirtschaft (bei fixen Wechselkursen) der private Sektor die nominelle Geldmenge zumindest teilweise bestimmt (siehe *Hamburger*, 1977, 28 Fußnote 4). In diesem Fall ist eine nominelle Anpassungsstruktur angebracht, die jedoch mit einer ebenfalls nominal definierten Nachfragefunktion nach gewünschter Kasse verbunden werden muß.

Akzeptiert man die letzten Überlegungen auch für den Fall der Bundesrepublik in den Jahren 1970 bis 1979, in denen bekanntlich weder ein fixes noch ein flexibles Wechselkurssystem vorlag, so tritt anstelle der Regressionsgleichung (3) die Regression (11) in Tabelle 4. Auch hier sind alle Parameter vorzeichenkorrekt und statistisch auf dem 99 %-Niveau signifikant. Die Gesamtstatistiken sind wiederum zufriedenstellend. Es ist jedoch nicht möglich, aufgrund der statistischen Ergebnisse zwischen (3) und (11) zu diskriminieren. Für die Preiselastizität der nominellen Geldnachfrage ergibt sich allerdings empirisch ein Wert von nahezu eins, so daß die diesbezügliche, implizite Annahme in den Regressionen (2) bis (10) gerechtfertigt erscheint. Darüber hinaus gilt es zu beachten, daß für den Fall einer Preiselastizität von eins die nominelle Version in Gleichung (11) der realen Version der Gleichungen (2) bis (10) unterlegen ist, weil erstere eine Verzerrung der Einkommenselastizität in Richtung eins aufweist (vgl. hierzu *Laidler*, 1977, 138).

Eine letzte Modifikation soll durch die Berücksichtigung einer anderen als der  $M_1$ -Geldmengenabgrenzung vorgenommen werden. Im Hinblick

Tabelle 4: Alternative abhängige Variable

| Nr.  | Abhängige Variable                         | Konst.           | $\ln \frac{1}{8} \sum_{j=0}^7 \left( \frac{Y}{P} \right)_{t-j}$ | $i_T, t$         | $(i_{EU}^* - i_T)_t$ | $\hat{P}_t$      | $\left( \frac{FR - SR}{SR} \right)_t$ | verzögerte Endogenen | $R^2_{ber}$      | S. F.        | D. W.       | $h$ |
|------|--|------------------|---|------------------|----------------------|------------------|---------------------------------------|----------------------|------------------|--------------|-------------|-----|
| (11) | $\ln M1_t$                                 | -0.215<br>(2.44) | 0.528<br>(5.70)   | -0.005<br>(3.56) |                      | -0.007<br>(2.62) | -0.005<br>(3.20)                      | 0.484<br>(5.53)      | 0.9975<br>0.0135 | 1.98         | 0.08        |     |
| (12) | $\ln \left( \frac{M2}{P} \right)_t$        | 0.158<br>(0.82)  | 0.018<br>(0.20)   |                  | -0.007<br>(3.77)     | -0.007<br>(3.36) | -0.007<br>(4.48)                      | 0.960<br>(12.85)     | 0.9858<br>0.0133 | 2.01         | -0.04       |     |
| (13) | $\ln \left( \frac{T}{P} \right)_t$         | 0.266<br>(0.44)  | -0.030<br>(0.20)  |                  | -0.017<br>(2.91)     | -0.013<br>(1.48) | -0.017<br>(3.38)                      | 0.991<br>(10.92)     | 0.9172<br>0.042  | 1.79         | 0.81        |     |
| (14) | $\Delta \ln \left( \frac{M2}{P} \right)_t$ | 12.980<br>(3.36) |   |                  | -1.190<br>(2.47)     | -1.572<br>(2.31) | -0.948<br>(2.56)                      |                      | 0.8170<br>0.0000 | 2.220<br>(*) | 1.46<br>(*) |     |

t-Werte in Klammern; S. F = Standardfehler der Schätzung; D. W. = Durbin-Watson Statistik; h = Durbin's h-Statistik; (\*) das Prats-Winsten Verfahren zur Korrektur von Autokorrelation wurde angewendet, vgl. Johnston (1972, 264).

auf die Offenheit der betrachteten Volkswirtschaft kann angenommen werden, daß insbesondere Termineinlagen auf erwartete Wechselkursänderungen reagieren. Deshalb sollen nun die Termineinlagen  $T$  in der Geldmengendefinition mit berücksichtigt werden, so daß sich das  $M_2$ -Geldmengenkonzept ergibt.

Da der Zinssatz  $i_T$ , der bisher Verwendung fand, die Zinserträge der Termineinlagen mißt, kann er für das  $M_2$ -Konzept nicht als relevante Zinsopportunitätskostengröße verwendet werden. Auch der bereinigte Eurodollar-Zinssatz allein kann nicht eingesetzt werden, weil dieser Zinssatz und  $i_T$  sich mehr oder weniger parallel entwickeln, wie in Gleichung (2) demonstriert wurde. Die Differenz zwischen beiden Zinssätzen jedoch kann als relevante Opportunitätskostengröße angesehen werden. Wenn der (bereinigte) Eurodollar-Zinssatz relativ zum inländischen Zinssatz für Termineinlagen steigt, kann vermutet werden, daß die inländischen Termineinlagen im Portfolio zugunsten von Eurodollar-Depositen verlagert werden.

Regressionsgleichung (12) in Tabelle 4 deutet daraufhin, daß die Zinssatzdifferenz  $(i_{EU}^{ber} - i_T)_t$  ein wichtiger und signifikanter Faktor für die Erklärung der Nachfrage nach  $M_2/P$  darstellt. Zusätzlich haben erneut die Inflationsrate und die erwartete Wechselkursänderung einen signifikanten negativen Effekt. Überraschenderweise ist die Einkommens-Vermögensgröße statistisch nicht signifikant. Wie Regression (13) und die Regressionen für  $M_1/P$  zeigen, ist dieses Ergebnis allein auf den Einschluß der Termineinlagen  $T$  zurückzuführen.

Berücksichtigt man in (13) die Einkommens-Vermögens-Elastizität von null und den Koeffizienten der (logarithmierten) verzögerten Endogenen von nahezu eins, so kann geschlossen werden, daß die Wachstumsrate der inländischen Termineinlagen wesentlich beeinflußt wird durch die Differenz in- und ausländischer Zinssätze, der tatsächlichen Inflationsrate und der erwarteten Wechselkursänderung. Einen direkten Test für diese Hypothese stellt Regressionsgleichung (14) in Tabelle 4 dar. Alle drei genannten Einflußgrößen sind signifikant negativ. Allerdings scheint in (14) auch nach Anwendung eines diesbezüglichen Verfahrens noch positive Autokorrelation vorhanden zu sein.

## V. Schlußbemerkung

In einer offenen Volkswirtschaft mit keinen oder nur geringen Restriktionen in bezug auf internationale Kapitalbewegungen und Währungskonvertibilität ist es theoretisch plausibel, neben inländischen Zinssätzen und der erwarteten Inflationsrate auch ausländische Zinssätze und erwartete Wechselkursänderungen in die Liste der Opportunitätskosten aufzunehmen. Empirische Ergebnisse für die Bundesrepublik Deutschland 1970 bis 1979 mit Quartalsdaten unterstützen diese theoretischen Überlegungen. Als wichtigstes Ergebnis der vorliegenden Untersuchung ist (neben dem Einfluß ausländischer Zinssätze) der negative Einfluß von Inflationserwartungen und der positive (negative) Effekt einer erwarteten Aufwertung (Abwertung) der heimischen Währung auf die Nachfrage nach realem heimischem Geld hervorzuheben. Diese Resultate, die die traditionellen Untersuchungsergebnisse zur Geldnachfrage erweitern und modifizieren, können für die Wirksamkeit von geld- und fiskalpolitischen Maßnahmen relativierenden Charakter haben<sup>15</sup>. Wirtschaftspolitische Maßnahmen können über Änderungen der erwarteten Inflationsrate und der erwarteten Wechselkursänderungen eine Nachfrageverschiebung nach heimischem Geld bewirken und damit unbeabsichtigte und unberücksichtigte gesamtwirtschaftliche Wirkungen hervorrufen.

## Literaturverzeichnis

- Abel, Andrew, Rudiger Dornbusch, John Huizinga and Alan Marcus: Money Demand During Hyperinflation, *Journal of Monetary Economics*, 5 (Januar 1979), 97 - 104. — Arango, Sebastian and M. Ishaq Nadiri: Demand for Money in Open Economies, *Journal of Monetary Economics*, 7 (1981), 69 - 83. — Dornbusch, Rudiger: Exchange Rate Expectations and Monetary Policy, *Journal of International Economics*, 6 (August 1976 a), 231 - 44. — Dornbusch, Rudiger: The Theory of Flexible Exchange Rate Regimes and Macroeconomic Policy, *Scandinavian Journal of Economics*, 78 (May 1976 b), 255 - 75. — Fisher, Irving: The Theory of Interest, New York 1930. — Frenkel, Jacob A.: A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence, *Scandinavian Journal of Economics*, 78 (May 1976), 200 - 24. — Frenkel, Jacob A.: The Forward Exchange Rate, Expectations and the Demand for Money: The German Hyperinflation, *The American Economic Review*, 67 (September 1977), 653 - 70. — Frenkel, Jacob A.: Purchasing Power Parity. Doctrinal Perspective and Evidence from the 1920s, *Journal of International Economics*, 8 (May 1978), 169 - 91. — Frenkel, Jacob A.: Further Evidence on Expectations and the Demand for

<sup>15</sup> Einige theoretische Implikationen sind in Loef (1980) angedeutet.

Money during the German Hyperinflation, *Journal of Monetary Economics*, 5 (January 1979), 81 - 96. — Friedman, Milton: The Quantity Theory of Money: A Restatement, in: *Studies in the Quantity Theory of Money*, ed. by Milton Friedman, pp. 3 - 21, Chicago 1956. — Friedman, Milton: The Demand for Money: Some Theoretical and Empirical Results in: *The Optimum Quantity of Money and other Essays*, ed. by Milton Friedman, pp. 111 - 39, London 1973. — Goldfeld, Stephen M.: The Demand for Money Revisited, *Brookings Papers on Economic Activity*, 3 (1973), 577 - 638. — Hamburger, Michael J.: The Demand for Money in an Open Economy: Germany and the United Kingdom, *Journal of Monetary Economics*, 3 (January 1977), 25 - 40. — Johnston, John: *Econometric Methods*, Tokyo 1972. — Laidler, David E. W.: The Demand for Money, *Theories and Evidence*, 2nd ed., New York 1977. — Loef, Hans E.: Lebenszyklushypothese und Geldnachfrage: Empirische Evidenz für die BRD 1950 - 1975, *Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft*, 133 (Oktober 1977), 504 - 20. — Loef, Hans E.: Exchange Rate, Inflation Rate, Expectations, and the Demand for Money: Germany 1970 - 1978, Diskussionsbeiträge der Fakultät für Wirtschaftswissenschaften und Statistik der Universität Konstanz, Serie A, Nr. 135 (March 1980). — Mussa, Michael: The Exchange Rate, the Balance of Payments and Monetary and Fiscal Policy under a Regime of Controlled Floating, *Scandinavian Journal of Economics*, 78 (May 1976), 227 - 48. — Neumann, Manfred J. M.: Price Expectations and the Interest Rate in an Open Economy, Germany, 1960 - 72, *Journal of Money, Credit and Banking*, 9 (February 1977), 206 - 27. — Poniachek, Harvey A.: Alternative Definitions of Money in an Open Economy: The Case of West Germany, *Kredit und Kapital*, 13 (1980), 1 - 20. — Rutledge, John: A Monetarist Model of Inflationary Expectations, Lexington 1974.

## Zusammenfassung

### **Die Geldnachfrage in einer offenen Volkswirtschaft: Bundesrepublik Deutschland 1970 - 1979**

In einer offenen Volkswirtschaft, in der internationale Kapitalbewegungen und der Devisenbesitz nicht oder nur unwesentlich eingeschränkt sind, erscheint es plausibel, nicht nur die inländischen Zinssätze und die zu erwartende Inflationsrate sondern auch ausländische Opportunitätskosten als Alternativkosten zu berücksichtigen. Ausländische Rentenwerte und Devisen können als die geeigneten ausländischen Alternativen zur inländischen Kassenhaltung betrachtet werden. Devisenaustausch erlaubt dem Inländer Devisen zu halten, während der Einzelne im Ausland inländisches Geld halten kann. In einer offenen Volkswirtschaft wird daher die Nachfrage nach realem inländischem Geld durch die zu erwartenden Wechselkurse und ausländischen Zinssätze beeinflußt.

Auf vierteljährlichem Datenmaterial basierende empirische Untersuchungen für Deutschland 1970 - 1979 liefern überzeugende Beweise dieser theoretischen Thesen. Von besonderer Bedeutung für diesen Beitrag — neben dem Einfluß ausländischer Zinssätze — sind die negativen Auswirkungen der zu

erwartenden Inflationsrate sowie der positive (negative) Einfluß einer zu erwartenden Aufwertung (Abwertung) der inländischen Währung gegenüber Fremdwährungen auf die Nachfrage nach realem inländischem Geld.

### Summary

#### The Demand for Money in an Open Economy: Germany 1970 - 1979

In an open economy with no restrictions, or only minor ones, on international capital flows and currency holdings it seems plausible to include in the list of the opportunity costs for holding money besides the domestic interest rates and the expected inflation rate foreign opportunity costs as well. Foreign bonds and foreign currencies can be considered as the most appropriate candidates to represent foreign alternatives to domestic money holdings. Currency substitution permits residents to keep foreign currencies while individuals abroad can hold domestic money. Expected exchange rates and foreign interest rates therefore influence the demand for domestic real money in an open economy. Empirical investigations for Germany 1970 to 1979 with quarterly data provide strong evidence for these theoretical propositions. Of special concern for the paper presented is — besides the influence of foreign interest rates — the negative impact of the expected inflation rate and the positive (negative) influence of an expected appreciation (depreciation) of the home currency relative to foreign currencies on the demand for domestic real money.

### Résumé

#### La demande monétaire dans une économie nationale ouverte: l'Allemagne fédérale de 1970 à 1979

Dans une économie ouverte dans laquelle les mouvements internationaux de capitaux et la possession de devises ne sont pas ou guère limités, il paraît plausible de prendre en compte comme coûts alternatifs non seulement les taux d'intérêt nationaux et les taux d'inflation anticipables, mais également des coûts d'opportunité extérieurs. Devises et fonds d'Etats étrangers peuvent être considérés comme les alternatives extérieures les plus idoines aux caisses intérieures. Le change permet au national de détenir des devises et à tout individu de détenir à l'étranger de la monnaie nationale. Dans une économie ouverte, la demande réelle de monnaie nationale sera donc influencée par les anticipations des taux de change et des taux d'intérêt étrangers.

Des études empiriques effectuées sur base de données trimestrielles pour l'Allemagne fédérale de 1970 à 1979 fournissent des preuves éclatantes de ces thèses théoriques. D'importance particulière pour la présente contribution sont, outre l'influence des taux d'intérêt étrangers, les effets négatifs des taux d'intérêt anticipés ainsi que les répercussions positives (négatives) d'anticipations de réévaluation (dévaluation) de la monnaie nationale à l'égard de monnaies étrangères sur la demande réelle de monnaie nationale.