

Langfeldt, Enno; Lehment, Harmen

**Article — Digitized Version**

## Welche Bedeutung haben Sonderfaktoren für die Erklärung der Geldnachfrage in der Bundesrepublik Deutschland?

Weltwirtschaftliches Archiv

**Provided in Cooperation with:**

Kiel Institute for the World Economy – Leibniz Center for Research on Global Economic Challenges

*Suggested Citation:* Langfeldt, Enno; Lehment, Harmen (1980) : Welche Bedeutung haben Sonderfaktoren für die Erklärung der Geldnachfrage in der Bundesrepublik Deutschland?, Weltwirtschaftliches Archiv, ISSN 0043-2636, Mohr, Tübingen, Vol. 116, Iss. 4, pp. 668-684

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/28800>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

**Terms of use:**

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*

# Welche Bedeutung haben »Sonderfaktoren« für die Erklärung der Geldnachfrage in der Bundesrepublik Deutschland?

Von

Enno Langfeldt und Harmen Lehment

Inhalt: I. Varianten konventioneller Geldnachfragefunktionen. — II. Der Einfluß von Sonderfaktoren: 1. Der Anteil der Rentnereinkommen; 2. Der relative Anstieg des Bargeldumlaufs; 3. Reale Wechselkursänderungen. — III. Zusammenfassung.

Von 1974 bis 1978 sank die Umlaufgeschwindigkeit des Geldes in der Bundesrepublik Deutschland um etwa 18 vH. Einige Autoren sahen den Grund für diese Entwicklung nicht nur in dem gleichzeitigen starken Zinsrückgang und der damit verbundenen Abnahme der Opportunitätskosten der Geldhaltung, sondern führten — zumindest für Teilperioden — auch zusätzliche »Sonderfaktoren« an, die in konventionellen Geldnachfragefunktionen (oder Funktionen für die Umlaufgeschwindigkeit des Geldes) außer Betracht bleiben<sup>1</sup>. Genannt wurden dabei vor allem [Deutsche Bundesbank (DB), 1977, S. 23; 1978, S. 37; Sachverständigenrat, 1978/79, S. 168]:

(a) die Verschiebung der Einkommensverteilung zugunsten der Rentner, die im Vergleich zu anderen Wirtschaftssubjekten eine höhere Liquiditätspräferenz aufweisen;

(b) die relativ starke Zunahme des Bargeldumlaufs als Indikator für eine zusätzliche Nachfrage nach DM-Kassenbeständen außerhalb der Bundesrepublik (beispielsweise im Zuge einer stärkeren Verwendung von DM-Noten in der DDR) oder innerhalb der Bundesrepublik (beispielsweise aufgrund einer überproportionalen Ausweitung von Sektoren, in denen die Umlaufgeschwindigkeit des Geldes wegen des hohen Anteils von Barabrechnungen besonders niedrig ist);

(c) »deutliche« reale Aufwertungen der D-Mark als Indikator für Verschiebungen in den internationalen Währungspräferenzen zugunsten der D-Mark.

<sup>1</sup> Empirische Schätzungen derartiger Funktionen für die Bundesrepublik Deutschland finden sich bei König [1968], Roskamp, Laumas [1969], Woll [1969], Bergen [1970], Westphal [1970], Kösters [1974], Mattfeldt [1974], Frowen, Arestis [1976], Trapp [1976], Hamburger [1977] und Neumann [1979].

Angesichts dieser zusätzlich vorgebrachten Erklärungsfaktoren stellt sich die Frage, ob die konventionellen Geldnachfragefunktionen für die Bundesrepublik ausreichend spezifiziert sind. Die Antwort auf diese Frage ist auch für die Geldpolitik wichtig. Denn sollte sich beispielsweise die vermutete positive Beziehung zwischen dem Einkommensanteil der Rentner und der Geldnachfrage als empirisch signifikant und quantifizierbar erweisen, so könnte die Bundesbank diese Relation — sofern sie diese für die Zukunft als stabil ansieht — bei ihrer Politik berücksichtigen und die Geldmenge bei einem überproportionalen Anstieg der Rentnereinkommen entsprechend stärker ausdehnen. Ähnliche Überlegungen gelten für die unter (b) und (c) genannten Faktoren.

In der folgenden Untersuchung werden wir anhand von Regressionsanalysen prüfen, ob sich der Erklärungsgehalt einer konventionellen Geldnachfragefunktion signifikant verbessert, wenn die unter (a)—(c) angeführten Einflußgrößen als zusätzliche erklärende Variable aufgenommen werden. Bevor dies geschehen kann, muß allerdings entschieden werden, welche der verschiedenen Varianten konventioneller Geldnachfragefunktionen man als Basisgleichung heranzieht. Wir werden daher zunächst mehrere konventionelle Schätzfunktionen empirisch überprüfen, die sich in der Art des Anpassungsmechanismus, der Zinsvariablen und der Preisindizes unterscheiden. Die »beste« dieser Funktionen soll dann als Ausgangsgleichung für die weiteren empirischen Untersuchungen dienen.

### I. Varianten konventioneller Geldnachfragefunktionen

In empirischen Untersuchungen wird die langfristig gewünschte nominale Kassenhaltung  $M^+$  üblicherweise als Funktion des realen Sozialprodukts  $y$ , des Preisniveaus  $P$  und einer (oder mehrerer) Zinsvariablen  $r$  angesehen<sup>1</sup>. Eine Möglichkeit, diese funktionale Beziehung zu erfassen, besteht in der folgenden Spezifikation [White, 1978, S. 568]:

$$(1) \quad M_t^+ = a_0 y_t^{a_1} P_t^{a_2} e_t^{a_3} r_t$$

dabei stehen  $t$  für die jeweilige Periode und  $e$  für die logarithmische Basis. Häufig wird angenommen, daß die Preiselastizität der Geldnachfrage ( $a_2$ ) den Wert 1 hat. In diesem Fall kann man (1) in logarithmischer Form ausdrücken als

$$(2) \quad \ln M_t^+ = \ln a_0 + a_1 \ln y_t + \ln P_t + a_3 r_t$$

<sup>1</sup> Verschiedentlich wird statt des Sozialprodukts oder zusätzlich zum Sozialprodukt eine Vermögensvariable aufgenommen, so beispielsweise von Bergen [1970] und Kösters [1974].

oder auch als

$$(3) \quad \ln m_t^+ = \ln a_0 + a_1 \ln y_t + a_3 r_t$$

dabei bezeichnet  $m_t^+ = M_t^+/P_t$  die langfristig gewünschte Realkasse.

Unterstellt man, daß sich die tatsächliche Kassenhaltung erst mit Verzögerungen an die langfristig gewünschte Geldhaltung anpaßt, so läßt sich dieser Prozeß beschreiben durch<sup>1</sup>:

$$(4) \quad \ln M_t - \ln M_{t-1} = \beta (\ln M_t^+ - \ln M_{t-1})$$

oder durch:

$$(5) \quad \ln m_t - \ln m_{t-1} = \beta (\ln m_t^+ - \ln m_{t-1}),$$

wobei  $0 < \beta < 1$

Die beiden Anpassungsfunktionen unterscheiden sich durch die impliziten Annahmen über die Reaktion auf Änderungen des Preisniveaus [Goldfeld, 1976; White, 1978].

Deutlich wird dieser Unterschied, wenn man (2) und (3) in (4) beziehungsweise (5) einsetzt und die Gleichungen nach  $\ln M_t$  auflöst:

$$(4') \quad \ln M_t = \beta (\ln a_0 + a_1 \ln y_t + a_3 r_t) + (1 - \beta) \ln M_{t-1} + \beta \ln P_t$$

$$(5') \quad \ln M_t = \beta (\ln a_0 + a_1 \ln y_t + a_3 r_t) + (1 - \beta) \ln M_{t-1} \\ + \ln P_t - (1 - \beta) \ln P_{t-1}$$

Gilt (5'), so erhöhen die Wirtschaftssubjekte bei einem Anstieg von  $P_t$  ihre nominalen Kassenbestände noch in der gleichen Periode proportional zum Preisanstieg; gilt dagegen (4'), so reagieren sie vergleichsweise langsamer und weiten ihre Kassenbestände bei einem einprozentigen Preisanstieg zunächst nur um  $\beta$  Prozent aus.

Die Gleichungen (4') und (5') lassen sich auch in Form einer realen Geldnachfragefunktion ausdrücken, indem man auf beiden Seiten der Gleichungen  $\ln P_t$  subtrahiert:

<sup>1</sup> Bei den Gleichungen (4) und (5) handelt es sich um Bestandsanpassungsfunktionen des Koyck-Nerlove-Typs. Zu den Eigenschaften und Problemen darartiger Funktionen vgl. Feige [1967] und Griliches [1967]. Empirische Schätzungen der Geldnachfrage in der Bundesrepublik auf der Basis einer Stock-Adjustment-Hypothese findet man bei König [1968], Westphal [1970] und Matfeldt [1974]. Andere Autoren berücksichtigen eine verzögerte Anpassung der Geldnachfrage an Einkommensänderungen durch einen Permanent-Income-Ansatz: Roskamp, Laumas [1969], Woll [1969], Frowen, Arestis [1976], Hamburger [1977], Neumann [1979].

$$(4'') \quad \ln (M_t/P_t) = \beta \ln a_0 + \beta a_1 \ln y_t + \beta a_3 r_t + (1-\beta) \ln (M_{t-1}/P_t)$$

$$(5'') \quad \ln (M_t/P_t) = \beta \ln a_0 + \beta a_1 \ln y_t + \beta a_3 r_t + (1-\beta) \ln (M_{t-1}/P_{t-1})$$

In der folgenden empirischen Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland auf der Basis der Gleichungen (4'') und (5'') werden beide Anpassungshypothesen getestet. Die Ergebnisse der Regression, die auf Quartalsdaten für den Zeitraum 1962I—1979II beruhen und nach dem Cochrane-Orcutt-Verfahren um Autokorrelation der Störvariablen bereinigt wurden<sup>1</sup>, sind in der Tabelle 1 aufgeführt. Dabei wurden folgende Daten verwendet<sup>2</sup>:

$M_1$  = Geldmenge  $M_1$  (Bargeld + Sichteinlagen), saisonbereinigt;

$y$  = reales Bruttosozialprodukt, saisonbereinigt;

$P$  = Deflator für das Bruttosozialprodukt, saisonbereinigt;

CPI = Konsumentenpreisindex, saisonbereinigt;

$r^k$  = Zinssatz für Dreimonatsgeld, Frankfurt/Main;

$r^l$  = Umlaufrendite festverzinslicher Wertpapiere.

Die Schätzgleichung (I) basiert auf der Hypothese, daß sich die Geldnachfrage an Preisniveauänderungen mit Verzögerungen anpaßt. Sie entspricht somit dem Ansatz, der in Gleichung (4'') dargestellt ist. Wie man aus der Tabelle entnehmen kann, sind alle erklärenden Variablen in (I) signifikant auf dem 1-Prozent-Niveau. Der Schätzwert des Anpassungskoeffizienten  $\beta$  liegt bei 0,195; dies bedeutet, daß die Wirtschaftssubjekte ihre tatsächliche Kassenhaltung im laufenden Quartal durchschnittlich etwa zu 20 Prozent an die gewünschte Kassenhaltung anpassen<sup>3</sup>. Die kurzfristige Einkommenselastizität der Geldnachfrage liegt ebenfalls nahe bei 0,2. Der Zinskoeffizient, der einen Wert von  $-0,0048$  aufweist, gibt an, um wieviel sich die Geldnachfrage kurzfristig ändert, wenn der Zins um einen Prozentpunkt steigt; er bezeichnet also strenggenommen nicht die Zinselastizität, sondern eine »Semi-Zinselastizität«. Die langfristige Einkommenselastizität und der langfristige Wert des Zinskoeffizienten betragen 1,06 beziehungsweise  $-0,024$ <sup>4</sup>. Die Einkommenselastizität liegt also nahe bei 1, während ein Anstieg

<sup>1</sup> Die Autokorrelation der Störvariablen wird dabei in der Schätzgleichung durch den Ausdruck  $\rho$  erfaßt.

<sup>2</sup> Quelle für  $M_1$ , CPI,  $r^k$ ,  $r^l$ : DB [Monatsberichte, lfd. Jgg.]; für  $y$ ,  $P$ : Statistisches Bundesamt, Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung.

<sup>3</sup> Dieses Resultat entspricht dem Wert, den König [1968] bei seiner Schätzung der Umlaufgeschwindigkeit für den Zeitraum 1957—1966 errechnet hat.

<sup>4</sup> Diese Ergebnisse erhält man, indem man die jeweiligen kurzfristigen Werte durch den geschätzten Wert für  $\beta$  dividiert.

Tabelle 1 — Geschätzte konventionelle Geldnachfragefunktionen für die Bundesrepublik Deutschland<sup>a</sup> 1962I—1979II

Nr.	Konstante	Geschätzte Koeffizienten der erklärenden Variablen						$\rho$	$\bar{R}^2$	S.E.	D.W.
		$\ln y_t$	$r_t^k$	$r_t^i$	$\ln r_t^k$	$\ln (M_{t-1}/P_t)$	$\ln (M_{t-1}/P_{t-1})$				
I	—0,112 (3,74)**	0,207 (7,39)**	—0,0048 (8,51)**			0,805 (27,78)**		0,09 (0,81)	0,9980	0,00791	2,00
II	—0,114 (1,94)*	0,222 (4,37)**		—0,0090 (4,02)**		0,798 (15,93)**		0,43 (4,00)**	0,9970	0,00961	2,06
III	—0,085 (2,96)**	0,158 (5,31)**	—0,0053 (9,39)**				0,853 (27,82)**	—0,04 (0,35)	0,9976	0,00872	2,01
IV	—0,092 (1,42)	0,191 (3,10)**		—0,0098 (3,90)**			0,827 (13,65)**	—0,40 (3,65)**	0,9961	0,01106	2,04
V	—0,086 (2,55)**	0,205 (6,34)**			—0,031 (7,05)**	0,807 (24,24)**		0,15 (1,30)	0,9977	0,00850	2,01
VI	—0,306 (5,01)**	0,245 (5,14)**	—0,0046 (6,45)**			0,805 (19,49)**		0,25 (2,16)*	0,9983	0,00867	2,08

<sup>a</sup> Die abhängige Variable ist in den Gleichungen (I) bis (V)  $\ln (M_t/P_t)$  und in Gleichung (VI)  $\ln (M_t/CPI_t)$ ; in der letzten Gleichung tritt CPI auch bei der erklärenden Variablen  $\ln (M_{t-1}/P_t)$  an die Stelle von P. — In Klammern die t-Test-Werte. — Mit \*\* und \* gekennzeichnete Werte sind statistisch gesichert bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1 vH bzw. 5 vH.

Erklärung der Geldnachfrage

des Geldmarktzins um einen Prozentpunkt nach Ablauf aller Anpassungsvorgänge zu einem Rückgang der Geldnachfrage um 2,4 vH führt.

Der relativ hohe Wert für das korrigierte Bestimmtheitsmaß ( $\bar{R}^2$ ) sollte nicht überbewertet werden, da es sich bei der Regression um eine Niveauschätzung handelt. Interessanter für die Beurteilung der Schätzungsgleichung ist der Standardfehler der Regression (S.E.), der wegen der logarithmischen Formulierung der Gleichung bereits die relative Fehlschätzung widerspiegelt. Im folgenden werden wir den Standardfehler als Auswahlkriterium für die »beste« konventionelle Schätzfunktion heranziehen. Der Durbin-Watson-Wert (D.W.) liegt wegen der Bereinigung der Gleichung um Autokorrelation erwartungsgemäß nahe bei 2.

Die Schätzungsgleichung (II) unterscheidet sich von (I) dadurch, daß statt des Geldmarktzins der Kapitalmarktzins als erklärende Variable aufgenommen wurde. Zwar ist der Kapitalmarktzins ebenfalls signifikant, jedoch weist (II) einen höheren Standardfehler auf als (I). Dieses Ergebnis ist für die Bundesrepublik nicht unerwartet, da Termineinlagen in einem engeren Substitutionsverhältnis zu  $M_1$  stehen als langfristige Wertpapiere.

Die Gleichungen (III) und (IV) unterstellen im Gegensatz zu den beiden vorangegangenen Schätzungsgleichungen, daß sich die Geldnachfrage an die in einem Quartal auftretenden Preisniveauänderungen noch in derselben Periode vollständig anpaßt. Der Vergleich der Standardfehler zeigt, daß die Hypothese einer verzögerten Anpassung — wie sie in Gleichung (4'') beschrieben ist — das tatsächliche Verhalten besser wiedergeben dürfte als die in der Gleichung (5'') enthaltene Hypothese einer sofortigen Anpassung der Geldnachfrage an Preisniveauänderungen. Als insgesamt »beste« Schätzfunktion erweist sich Gleichung (I).

Zwei Modifikationen dieser Gleichung sind im unteren Teil von Tabelle 1 aufgeführt. Die erste Abänderung besteht darin, daß statt des absoluten Zinsniveaus am Geldmarkt der logarithmische Wert dieser Zinsgröße betrachtet wird — eine Spezifikation, die sich in empirischen Untersuchungen häufig findet [König, 1968; Roskamp, Laumas, 1969; Kösters, 1974; Trapp, 1976]. Betrachtet man Gleichung (V), so liegt die Zinselastizität kurzfristig bei  $-0,031$  und langfristig bei  $-0,16$ . Allerdings erklärt diese auf der Hypothese einer konstanten Zinselastizität fußende Gleichung das tatsächliche Verhalten weniger gut als Gleichung (I)<sup>1</sup>.

Die zweite Modifikation besteht darin, daß als Preisvariable statt des BSP-Deflators der Konsumentenpreisindex (CPI) betrachtet wird. Der CPI wurde zwar bei empirischen Geldnachfrageschätzungen für die

<sup>1</sup> Zu einem ähnlichen Ergebnis gelangt auch Hamburger [1977, S. 29].

Bundesrepublik bislang kaum herangezogen. Er spielt jedoch in theoretischen Modellansätzen häufig eine Rolle [vgl. beispielsweise De Grauwe et al., 1978]. Zugunsten einer Verwendung des CPI in Geldnachfragegleichungen wird vorgebracht, daß eine Mehrnachfrage nach Geld, die aus einer Verschlechterung der Terms of Trade und einem damit einhergehenden zusätzlichen Anstieg der Importpreise resultiert, durch den BSP-Deflator nicht erfaßt wird. Allerdings hat Tower [1975] darauf hingewiesen, daß eine Verschlechterung der Terms of Trade die Geldnachfrage in zweifacher Weise beeinflußt: zum einen erhöht sich die Geldnachfrage wegen des Importpreisanstiegs, zum anderen verringert sie sich jedoch, weil die Verschlechterung der Terms of Trade das Realeinkommen mindert und die Wirtschaftssubjekte aus diesem Grund weniger Kasse halten wollen. Ein Regressionsansatz auf der Basis des BSP-Deflators unterstellt implizit, daß sich diese beiden Effekte genau aufheben. Ein Regressionsansatz auf der Basis des CPI unterstellt dagegen, daß ein Anstieg der Importpreise den gleichen Effekt auf die Geldnachfrage hat wie ein Anstieg der Inlandspreise; dieser Ansatz vernachlässigt den Einkommenseffekt einer Terms-of-Trade-Änderung also völlig<sup>1</sup>. Welche der beiden Geldnachfragefunktionen das tatsächliche Verhalten besser widerspiegelt, läßt sich nur empirisch bestimmen. Zieht man — wie zuvor — den Standardfehler der Regression als Maßstab heran, so zeigt sich, daß der Standardfehler der Schätzfunktion (VI) in Höhe von 0,00867 vH über dem Wert von 0,00791 vH in Gleichung (I) liegt. Dieses Resultat spricht somit dafür, als Preisvariable in Geldnachfragefunktionen den BSP-Deflator und nicht den CPI zu verwenden.

## II. Der Einfluß von Sonderfaktoren

In diesem Abschnitt prüfen wir, ob der Erklärungsgehalt der Schätzgleichung (I), die von den untersuchten konventionellen Geldnachfragefunktionen den geringsten Standardfehler aufweist, durch die zusätzliche Berücksichtigung der eingangs genannten Sonderfaktoren signifikant verbessert wird.

### 1. Der Anteil der Rentnereinkommen

Die Deutsche Bundesbank führt in ihrem Geschäftsbericht für 1977 [S. 24] den überproportional starken Anstieg der Rentnereinkommen als eine mögliche Ursache für den starken Rückgang der Umlaufgeschwindigkeit

<sup>1</sup> Die Einkommensänderungen aufgrund von Verschiebungen der Terms of Trade werden durch die Variable für das Sozialprodukt  $y$  nicht erfaßt.

keit des Geldes in der Bundesrepublik an. Sie begründet dies damit, daß die Rentner im Vergleich zu den noch im Erwerbsleben stehenden Personengruppen einen höheren Liquiditätsbedarf aufweisen. Ein derartiger Präferenzunterschied läßt sich in der Geldnachfragefunktion dadurch berücksichtigen, daß man den Einkommensanteil der Rentner (RA)<sup>1</sup> als zusätzliches Argument in die Gleichung für die langfristig gewünschte Kassenhaltung aufnimmt:

$$(7) \quad M_t^+ = a_0 y_t^{a_1} P_t e^{a_3 r_t} RA_t^{a_4}$$

Zusammen mit der in Gleichung (4) spezifizierten Anpassungsverzögerung ergibt sich daraus für die reale Geldnachfrage die Beziehung:

$$(8) \quad \ln (M_t/P_t) = \beta \ln a_0 + \beta a_1 \ln y_t + \beta a_3 r_t + \beta a_4 \ln RA_t \\ + (1 - \beta) \ln (M_{t-1}/P_t)$$

Trifft die von der Bundesbank aufgestellte Hypothese zu, so müßte der Anteil der Rentnereinkommen in der Schätzgleichung für die reale Geldnachfrage signifikant sein und einen positiven Koeffizienten aufweisen. Die Ergebnisse der Regression, die in der Gleichung (VII) in Tabelle 2 aufgeführt sind, bestätigen diese Hypothese allerdings nicht. Zwar ist der Einfluß der Größe RA auf dem 5-Prozent-Niveau signifikant; der Koeffizient ist jedoch negativ. Dieses Resultat deutet darauf hin, daß Rentner offenbar eine niedrigere Einkommenselastizität der Geldnachfrage haben als andere Personen. In jedem Fall spricht das Ergebnis der Regression nicht dafür, einen überproportionalen Anstieg der Rentnereinkommen als Grund für eine zusätzliche Ausweitung der Geldmenge anzusehen.

## 2. Der relative Anstieg des Bargeldumlaufs

Steigt der Bargeldumlauf stärker als die Sichteinlagen (erhöht sich also der Kassenhaltungskoeffizient), so kann man daraus nach Ansicht der Deutschen Bundesbank [1978, S. 37] möglicherweise auf eine dauerhafte Änderung der Zahlungsgewohnheiten und eine damit verbundene Mehrnachfrage nach Kassenbeständen in D-Mark schließen<sup>2</sup>. Als Grund

<sup>1</sup> Berechnet als Anteil der Rentnereinkommen (Übertragungen der Rentenversicherung) an den Masseneinkommen (Nettolöhne und -gehälter zuzüglich der öffentlichen Einkommensübertragungen); die entsprechenden Angaben finden sich in DB [Monatsberichte, lfd. Jgg.].

<sup>2</sup> In ihrem Geschäftsbericht für 1977 verwendet die Bundesbank als Indikator nicht den Kassenhaltungskoeffizienten, sondern das Verhältnis zwischen Bargeldumlauf und Sozialprodukt. Diese Größe liefert allerdings nur langfristig einen Hinweis auf Änderungen der Geldnachfrage. Kurzfristig kann ein Anstieg des Bargeld-Sozialprodukt-Koeffizienten auch das

Tabelle 2 — Der Einfluß von Sonderfaktoren auf die Geldnachfrage in der Bundesrepublik Deutschland<sup>a</sup> 1962I—1979II

Nr.	Konstante	Geschätzte Koeffizienten der erklärenden Variablen									$\rho$	$\bar{R}^2$	S.E.	D.W.
		$\ln y_t$	$r_t^k$	$\ln RA$	$\frac{\Delta \ln}{RWUS}$	$\frac{\Delta \ln}{RW16}$	$\frac{\Delta \ln}{3RWUS}$	$\frac{\Delta \ln}{3RW16}$	$\Delta \ln K$	$\ln (M_{t-1}/P_t)$				
VII	-0,138 (4,32)**	0,207 (7,77)**	-0,0051 (9,06)**	-0,036 (1,68)*						0,832 (26,66)**	0,04 (0,37)	0,9980	0,00781	1,99
VIII <sup>b</sup>	-0,109 (3,21)**	0,246 (3,36)**	-0,0058 (3,48)**					-0,192 (0,611)		0,764 (9,70)**	0,04 (0,34)	—	0,00949	1,99
IX	-0,617 (1,01)	0,366 (1,75)*	-0,0054 (4,27)**							0,737 (6,66)**	0,06 (0,31)	0,9901	0,01066	1,93
X	-0,599 (0,98)	0,356 (1,69)	-0,0054 (4,24)**		-0,032 (0,65)					0,743 (6,69)**	0,04 (0,22)	0,9898	0,01081	1,93
XI	-0,519 (0,88)	0,318 (1,56)	-0,0051 (4,12)**			-0,077 (0,93)				0,768 (7,05)**	0,00 (0,00)	0,9900	0,01071	1,91
XII	-0,597 (0,97)	0,357 (1,68)	-0,0054 (4,18)**				-0,019 (0,38)			0,742 (6,60)**	0,05 (0,24)	0,9896	0,01089	1,93
XIII	-0,512 (0,86)	0,309 (1,49)	-0,0050 (3,91)**					-0,086 (0,85)		0,777 (6,89)**	-0,01 (0,06)	0,9899	0,01075	1,91

<sup>a</sup> Die abhängige Variable ist in allen Gleichungen  $\ln (M_t/P_t)$ . — Die Gleichungen (IX)—(XIII) wurden für den Zeitraum 1973II—1979II geschätzt. — In Klammern die t-Test-Werte. — Mit \*\* und \* gekennzeichnete Werte sind statistisch gesichert bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1 vH bzw. 5 vH. — <sup>b</sup> Die Gleichung (VIII) wurde auf der Basis eines zweistufigen Schätzansatzes ermittelt. Der Standardfehler in (VIII) ist daher mit den entsprechenden Werten der übrigen Regressionen nicht direkt vergleichbar. — Auf die Angabe eines Wertes für  $\bar{R}^2$  in dieser Gleichung wurde verzichtet, da der Wert bei zweistufigen Schätzungen nur schwer interpretierbar ist.

für eine solche autonome Zusatznachfrage nach D-Mark nennt die Bundesbank dabei eine verstärkte Neigung zur Haltung von DM-Noten im Ausland und eine überproportional starke Ausweitung von inländischen Sektoren, in denen Barzahlungen eine relativ große Rolle spielen (dazu rechnet die Bundesbank auch die sogenannten »grauen« Zonen des Wirtschaftsverkehrs, in denen weder Steuern noch Sozialabgaben gezahlt werden). Die ursächlichen Faktoren für diese Geldnachfrageänderungen (Wandel der Transaktionsgewohnheiten im Ausland, Umfang der Schwarzarbeit etc.) sind allerdings nicht direkt meßbar. Sie können somit nicht — wie der Anteil der Rentnereinkommen — in die Gleichung für die gewünschte Geldnachfrage aufgenommen werden.

Die Bundesbank vermutet allerdings, daß die Änderungen der Kassenhaltungskoeffizienten ein Indikator dafür sind, daß sich die Geldnachfrage aufgrund des Einflusses der genannten, nicht direkt beobachtbaren Faktoren geändert hat. Gemäß dieser Hypothese müßte sich die tatsächliche Änderung der Geldnachfrage also zusammensetzen aus

- der Anpassung an die in konventioneller Weise bestimmte, langfristig gewünschte Kassenhaltung und
- einer durch Änderungen des Kassenhaltungskoeffizienten (K) signalisierten autonomen Verschiebung der Geldnachfrage.

Gleichung (4) wäre in diesem Fall also entsprechend zu erweitern:

$$(9) \quad \ln M_t - \ln M_{t-1} = \beta (\ln M_t^+ - \ln M_{t-1}) + b (\ln K_t - \ln K_{t-1})$$

Setzt man den in Gleichung (8) spezifizierten Ausdruck für  $M^+$  in (9) ein, so erhält man:

$$(10) \quad \ln (M_t/P_t) = \beta \ln a_0 + \beta a_1 \ln y_t + \beta a_3 r_t \\ + (1-\beta) \ln (M_{t-1}/P_t) + b \Delta \ln K \\ \text{mit } \Delta \ln K = \ln K_t - \ln K_{t-1}$$

Ein Problem besteht allerdings darin, daß der Kassenhaltungskoeffizient (anders als der Anteil der Rentnereinkommen oder der Wechselkurs) Element einer in der üblichen Weise spezifizierten Geldangebots-

Resultat einer besonders expansiven Geldpolitik sein, die sich erst mit Verzögerungen auf Preise und Produktion auswirkt. Würde die Zentralbank einen Anstieg dieses Koeffizienten in einem solchen Fall als Anzeichen für eine Zunahme der Geldnachfrage auslegen und bei ihrer Geldpolitik entsprechend berücksichtigen, so käme es zu einer übermäßigen Geldmengenerweiterung. Da ein Anstieg des Bargeld-Sozialprodukt-Koeffizienten nicht nur nachfragebedingt, sondern auch angebotsbedingt sein kann, ist diese Größe als ein ungeeigneter Indikator für die Geldpolitik anzusehen.

funktion ist [vgl. beispielsweise Siebke, Willms, 1974, S. 140]. Es kann daher nicht ausgeschlossen werden, daß der Koeffizient von  $\Delta \ln K$  in einer auf der Gleichung (10) basierenden Regressionsschätzung nicht nur die Wirkung dieser Variablen auf die Geldnachfrage, sondern auch die Wirkung auf das Geldangebot widerspiegelt. Um dieses Identifikationsproblem zu vermeiden, wurde zusätzlich zu der in (10) spezifizierten Geldnachfragefunktion eine gesonderte Geldangebotsfunktion formuliert und simultan geschätzt<sup>1</sup>. Das Ergebnis der nach der Methode der zweistufigen Kleinstquadrate ermittelten Regression für die Geldnachfrage ist aus Gleichung (VIII) in Tabelle 2 zu ersehen. Dabei zeigt sich, daß Änderungen des Kassenhaltungskoeffizienten zwar das erwartete positive Vorzeichen aufweisen; ein signifikanter Einfluß auf die Geldnachfrage geht von diesen Änderungen jedoch nicht aus.

### 3. Reale Wechselkursänderungen

Niehans [1978, S. 22] und der Sachverständigenrat [1978/79, S. 171] vertreten die These, daß eine »sehr massive« beziehungsweise »deutliche« reale Aufwertung ein hinreichend sicherer Indikator für einen zusätzlichen Anstieg der Geldnachfrage ist. So vermutet der Sachverständigenrat (S. 152 und 168), daß die reale Aufwertung der D-Mark 1978 ein Indiz für eine Änderung von Währungspräferenzen<sup>2</sup> in Form einer verstärkten Nachfrage nach Kassenbeständen in D-Mark anstelle von Kassenbeständen in US-Dollar darstellt<sup>3</sup>.

Analog zu (10) lassen sich Änderungen des realen Wechselkurses (RW) in der Geldnachfragegleichung wie folgt berücksichtigen:

$$(11) \quad \ln (M_t/P_t) = \beta \ln a_0 + \beta a_1 \ln y_t + \beta a_3 r_t \\ + (1-\beta) \ln (M_{t-1}/P_t) + c \Delta \ln RW$$

$$\text{mit } \Delta \ln RW = \ln RW_t - \ln RW_{t-1}$$

<sup>1</sup> Das (reale) Geldangebot wurde dabei spezifiziert als Funktion der in (10) aufgeführten Variablen sowie der relativen Änderung der realen erweiterten Geldbasis.

<sup>2</sup> Zur Frage des Währungswettbewerbs und der Ausdehnung von Währungsräumen vgl. Giersch [1977] und Vaubel [1978].

<sup>3</sup> Es sei an dieser Stelle darauf hingewiesen, daß ein Anstieg der Nachfrage nach D-Mark im Zuge einer Änderung der Währungspräferenzen nicht daran zu erkennen ist, daß nur Ausländer verstärkt Bargeld oder Sichtguthaben in D-Mark halten. Sind es beispielsweise allein die Inländer, die einen höheren Kassenbestand in D-Mark anstreben, und wird ein Teil ihrer zusätzlichen Nachfrage dadurch befriedigt, daß Ausländer ihnen D-Mark im Tausch gegen andere Währungen überlassen, so steigt die Gesamtnachfrage nach D-Mark, obwohl die Ausländer weniger DM-Guthaben halten. Der Sachverständigenrat [1978/79, S. 168] und Vaubel [1980, S. 26] sehen in Änderungen der Ausländereinlagen ebenfalls kein hinreichend zuverlässiges Indiz für internationale Verschiebungen der Geldnachfrage.

Allerdings zeigen theoretische Überlegungen, daß sich reale Wechselkurse auch bei gegebener inländischer Geldnachfrage ändern können — beispielsweise dann, wenn im Ausland eine expansive Geld- und Fiskalpolitik betrieben wird oder wenn sich die Güterpräferenzen ändern [Lehment, 1980]. In diesem Fall würde eine zusätzliche Geldmengenerhöhung bei einer realen Aufwertung dazu führen, daß erforderliche Anpassungsprozesse behindert werden und das Preisniveau stärker steigt. Dieses Problem wird auch von Niehans und vom Sachverständigenrat gesehen. Diese Autoren sprechen sich ausdrücklich dagegen aus, daß die Zentralbank versuchen soll, den realen Wechselkurs konstant zu halten. Nur bei einer besonders starken realen Wechselkursänderung kann man ihrer Ansicht nach vermuten, daß eine Änderung der Kassenhaltungsgewohnheiten eingetreten ist, die ein Abweichen von dem gesteckten geldpolitischen Zielpfad rechtfertigt. Diese Hypothese ist allerdings nicht direkt empirisch überprüfbar, da weder Niehans noch der Sachverständigenrat genaue Angaben darüber machen, um wieviel Prozent sich die realen Wechselkurse pro Zeiteinheit ändern müssen, damit sie als Indikator für eine Änderung der Zahlungsgewohnheiten angesehen werden können. In der folgenden Regression werden daher in einem ersten Schritt zunächst alle realen Wechselkursänderungen berücksichtigt; anschließend werden nur solche realen Wechselkursänderungen in Betracht gezogen, die gegenüber dem Vorquartal mehr als 3 vH betragen ( $\Delta \ln 3RW$ ). Die realen Wechselkursänderungen werden auf der Basis von Konsumentenpreisen<sup>1</sup> zum einen gegenüber dem US-Dollar ( $\Delta \ln RWUS$  bzw.  $\Delta \ln 3RWUS$ ), zum anderen gegenüber den Währungen der 16 wichtigsten Industrieländer ( $\Delta \ln RW16$  bzw.  $\Delta \ln 3RW16$ ) berechnet<sup>2</sup>. Die Untersuchung wurde auf den Zeitraum weitgehend flexibler Wechselkurse von 1973II bis 1979II beschränkt, da autonome Änderungen der Geldnachfrage in einem System fester Wechselkurse automatisch zu entsprechenden Anpassungen des Geldangebots führen und reale Wechselkursänderungen somit nicht auftreten [Lehment, 1979, S. 236].

Die Ergebnisse der Regression sind im unteren Teil der Tabelle 2 aufgeführt, wobei die Regressionsgleichung (IX) das Ergebnis der Schätzung der Basisfunktion für die Periode 1973II — 1979II wiedergibt. Wie man aus den Gleichungen (X—XIII) ersehen kann, weist keine der

<sup>1</sup> Zusätzlich wurden reale Wechselkurse auf der Basis von Exportpreisen untersucht. Da die Ergebnisse von den auf der Basis von Konsumentenpreisen ermittelten Resultaten kaum abwichen, wurde auf eine gesonderte Darstellung verzichtet.

<sup>2</sup> Als Datenbasis dienen die vom Institut für Weltwirtschaft laufend berechneten Indizes realer Wechselkurse. Ein Anstieg des realen Wechselkurses bedeutet dabei, daß sich die D-Mark real aufwertet.

berücksichtigten Wechselkursgrößen einen signifikanten zusätzlichen Erklärungsgehalt auf. Außerdem sind die Vorzeichen der Koeffizienten durchgehend negativ; dies widerspricht der Vermutung, daß eine reale Aufwertung mit einer Zunahme der Geldnachfrage verbunden ist. Zu dem gleichen Ergebnis gelangt man, wenn man statt einer Geldnachfragefunktion für die Inländer eine gemeinsame Funktion für In- und Ausländer schätzt, bei der anstelle der Geldmenge  $M_1$  das Geldmengenaggregat  $M^*$  ( $= M_1 +$  Sichteinlagen von Gebietsfremden bei deutschen Geschäftsbanken, saisonbereinigt)<sup>1</sup> zugrunde gelegt wird<sup>2</sup>.

Die empirische Untersuchung für die Bundesrepublik führt somit zu dem Resultat, daß selbst relativ starke reale Aufwertungen der D-Mark nicht als zuverlässiger Indikator für einen Wandel der Kassenhaltungsgewohnheiten und eine damit verbundene Mehrnachfrage nach D-Mark angesehen werden können. Dies schließt allerdings nicht aus, daß es 1978 zu der vom Sachverständigenrat vermuteten Verschiebung der Währungspräferenzen gekommen ist. So gelangen Untersuchungen von Neumann [1979] und Lehment [1980] zu dem Ergebnis, daß die Umlaufgeschwindigkeit des Geldes in der Bundesrepublik 1978 in der Tat ungewöhnlich stark zurückgegangen ist. Die Resultate der vorliegenden Untersuchung zeigen jedoch, daß sich reale Wechselkursänderungen in der Vergangenheit nicht als ein verlässliches Indiz für derartige Verschiebungen der Geldnachfrage erwiesen haben, auf das sich die Bundesbank bei ihrer Geldpolitik stützen könnte<sup>3</sup>.

<sup>1</sup> Quelle für Sichteinlagen von Gebietsfremden: DBB [Monatsberichte, lfd. Jgg.].

<sup>2</sup> Die beiden Gleichungen lauten:

$$\begin{aligned} \text{(XIV)} \quad \ln(M_t^*/P_t) &= -2,14 + 0,430 \ln y_t - 0,0058 r_t \\ &\quad (2,20) \quad (2,27) \quad (5,28) \\ &- 0,057 \Delta \ln RWUS + 0,70 \ln(M_{t-1}^*/P_t) + 0,02 \rho \\ &\quad (1,19) \quad (6,89) \quad (0,09) \\ \bar{R}^2 &= 0,9901 \quad \text{S.E.} = 0,0104 \quad \text{D.W.} = 1,89 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{(XV)} \quad \ln(M_t^*/P_t) &= -1,92 + 0,385 \ln y_t - 0,0054 r_t \\ &\quad (2,01) \quad (2,08) \quad (5,06) \\ &- 0,107 \Delta \ln RW 16 + 0,73 \ln(M_{t-1}^*/P_t) - 0,04 \rho \\ &\quad (1,32) \quad (7,27) \quad (0,20) \\ \bar{R}^2 &= 0,9902 \quad \text{S.E.} = 0,0104 \quad \text{D.W.} = 1,88 \end{aligned}$$

Eine ebenfalls durchgeführte Regressionsuntersuchung, bei der nur Wechselkursänderungen von über 3 vH berücksichtigt wurden, führte zu keiner Verbesserung des Ergebnisses.

<sup>3</sup> Zu einer ähnlichen Aussage gelangt auch Vaubel [1980, S. 35], der für 6 westeuropäische Länder untersucht hat, inwieweit Wechselkurs- und Preisniveauänderungen durch Verschiebungen in der internationalen Geldnachfrage erklärt werden können: »the results ... provide no basis for the hope that international shifts in the demand for money may be traced back to a sufficiently simple and reliable relationship».

### III. Zusammenfassung

In der vorliegenden Untersuchung wird empirisch überprüft, welchen Einfluß (a) der Anteil der Rentnereinkommen, (b) Änderungen des Kassenshaltungskoeffizienten und (c) Änderungen des realen Außenwerts der D-Mark auf die Geldnachfrage in der Bundesrepublik Deutschland haben. Das Ergebnis der Regressionsanalyse zeigt, daß sich ein signifikanter positiver Zusammenhang zwischen diesen Sonderfaktoren und der realen Geldnachfrage nicht feststellen läßt. Die überprüften Sonderfaktoren erweisen sich entweder als nicht signifikant (realer Außenwert, Kassenshaltungskoeffizient) oder stehen in einem signifikant negativen Zusammenhang zur Geldnachfrage (Anteil der Rentnereinkommen).

### Literaturverzeichnis

- Bergen, Volker**, Theoretische und empirische Untersuchungen zur längerfristigen Geldnachfrage in der Bundesrepublik Deutschland (1950—1967). Schriften zur Angewandten Wirtschaftsforschung, 27, Tübingen 1970.
- Deutsche Bundesbank (DBB)**, Geschäftsbericht für das Jahr 1977; 1978, Frankfurt/M. —, Monatsberichte, Frankfurt/M., lfd. Jgg.
- Feige, Edgar L.**, »Expectations and Adjustments in the Monetary Sector«. The American Economic Review, Vol. 57, Evanston, 1967, S. 444—461.
- Frowen, Stephen F., Philip Arestis**, »Some Investigations of Demand and Supply Functions for Money in the Federal Republic of Germany, 1965—1974«. Weltwirtschaftliches Archiv, Vol. 112, 1976, S. 136—164.
- Giersch, Herbert**, »IMF Surveillance over Exchange-Rates«. In: Robert A. Mundell, Jacques J. Polak (Eds.), The New International Monetary System. New York 1977, S. 53—68.
- Goldfeld, Stephen M.**, »The Case of the Missing Money«. Brookings Papers on Economic Activity, Washington 1976, No. 3, S. 683—739.
- Grauwe, Paul De, Alfred Steinherr, Giorgio Basevi**, The Dynamics of Intervention in Foreign Exchange Markets According to the Optica Rule. Katholieke Universiteit te Leuven, Centrum voor Economische Studien, International Economics Research Paper, No. 16, Leuven 1978.
- Griliches, Zvi**, »Distributed Lags: A Survey«. Econometrica, Vol. 35, Amsterdam 1967, S. 16—49.
- Hamburger, Michael J.**, »The Demand for Money in an Open Economy: Germany and the United Kingdom«. Journal of Monetary Economics, Vol. 3, Amsterdam 1977, S. 25—40.
- König, Heinz**, »Einkommenskreislaufgeschwindigkeit des Geldes und Zinssatzveränderungen: Eine ökonometrische Studie über die Geldnachfrage in der BRD«. Zeitschrift für die Gesamte Staatswissenschaft, Vol. 124, Tübingen 1968, S. 70—90.
- Kösters, Wim**, Theoretische und empirische Untersuchungen zur Geldnachfrage. Göttingen 1974.

- Lehment, Harmen**, »Lohnpolitik und Beschäftigung bei festen und bei flexiblen Wechselkursen«. Weltwirtschaftliches Archiv, Vol. 115, 1979, S. 224—241.
- , Devisenmarktinterventionen bei flexiblen Wechselkursen. Die Politik des Managed Floating. Kieler Studien, 162, Tübingen 1980.
- Mattfeldt, Harald**, »Untersuchungen zur Stock-Adjustment-Hypothese«. Konjunkturpolitik, Vol. 20, Berlin 1974, S. 113—127.
- Neumann, Manfred J. M.**, »Geldpolitik in der Fehlentwicklung«. Wirtschaftsdienst, Vol. 59, Hamburg 1979, Heft 1, S. 19—24.
- Niehans, Jürg**, Zur Pathologie der Wechselkurse. Vortrag gehalten vor der Volkswirtschaftlichen Gesellschaft des Kantons Bern, 20. November 1978.
- Roskamp, Karl W., Gurcharan S. Laumas**, »The Rate of Interest and the Demand for Money. Some Empirical Evidence from the West German Economy, 1953—1965«. Weltwirtschaftliches Archiv, Vol. 102, 1969 I, S. 150—155.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung**, Wachstum und Währung. Jahresgutachten 1978/79, Stuttgart.
- Siebke, Jürgen, Manfred Willms**, Theorie der Geldpolitik. Berlin 1974.
- Tower, Edward**, »Money Demand and the Terms of Trade«. Weltwirtschaftliches Archiv, Vol. 111, 1975, S. 623—633.
- Trapp, Peter**, Geldmenge, Ausgaben und Preisanstieg in der Bundesrepublik Deutschland. Kieler Studien, 138, Tübingen 1976.
- Vaubel, Roland**, Strategies for Currency Unification: The Economics of Currency Competition and the Case for a European Parallel Currency. Kieler Studien, 156, Tübingen 1978.
- , »International Shifts in the Demand for Money, Their Effects on Exchange Rates and Price Levels, and Their Implications for the Preannouncement of Monetary Expansion.« Weltwirtschaftliches Archiv, Vol. 116, 1980, S. 1—44.
- Westphal, Uwe**, Theoretische und empirische Untersuchungen zur Geldnachfrage und zum Geldangebot. Kieler Studien, 110, Tübingen 1970.
- White, William H.**, »Improving the Demand-for-Money Function in Moderate Inflation«. IMF, Staff Papers, Vol. 25, Washington 1978, S. 564—607.
- Woll, Artur**, »Die Theorie der Geldnachfrage: Analytische Ansätze und statistische Ergebnisse für die Bundesrepublik Deutschland«. Zeitschrift für die Gesamte Staatswissenschaft, Vol. 125, Tübingen 1969, S. 56—81.

\* \* \*

**Summary:** On the Importance of Special Factors in Explaining the Demand for Money in the Federal Republic of Germany. — In this article the extent to which the demand for money in the Federal Republic of Germany is influenced by (a) the share of income stemming from pensions, (b) the change in the coefficient of cash balances and (c) the real external value of the D-mark, is empirically investigated. The results of the regression analysis show that there is no significant positive correlation between these special factors and the real demand for money. The special

factors analyzed either prove to be statistically insignificant (real external value and coefficient of cash balances) or exhibit a significant negative correlation (share of pension income).

\*

Résumé: L'importance des facteurs spéciaux pour la demande de monnaie en Allemagne Fédérale. — Dans l'analyse présente nous empiriquement examinons l'influence (a) de la part des revenus de pension, (b) des changements des coefficients de détention d'encaisses et (c) des changements de la valeur extérieure réelle du mark allemand sur la demande de monnaie en Allemagne fédérale. Le résultat de l'analyse de régression démontre qu'il n'y a pas une relation positive significative entre ces facteurs spéciaux et la demande réelle de monnaie. Les facteurs spéciaux examinés se prouvent de n'être pas significatifs (la valeur extérieure réelle, le coefficient de détention d'encaisses) ou ont rapport négatif avec la demande de monnaie (la part des revenus de pension dans le revenu national).

\*

Resumen: Importancia de ciertos factores especiales explanatorios de la demanda monetaria en la República Federal de Alemania. — En este artículo se investiga qué influencia tienen (a) el porcentaje de los ingresos de los pensionados, (b) variaciones en los coeficientes de caja y (c) variaciones del valor exterior real del marco alemán sobre la demanda por dinero en la República Federal de Alemania. El resultado del análisis de regresión muestra, que no se puede comprobar una relación significativa y positiva entre estos factores especiales y la demanda real por dinero. Los factores especiales investigados muestran ser no significantes (valor real exterior, coeficiente de caja) o se encuentran en una relación significativa negativa con la demanda por dinero (porcentaje de los ingresos de pensionados).

---