

Zur Stabilität der Geldnachfrage

Eine empirische Betrachtung

Von Herbert S. Buscher, Berlin

I. Einleitung

Die Frage nach der Stabilität der Geldnachfrage wurde in den letzten Jahren, insbesondere in den USA (siehe den Übersichtsartikel von *Judd / Scadding* (1982)), immer wieder gestellt. Von gleicher Wichtigkeit, insbesondere für geldpolitische Maßnahmen, ist die Analyse der Stabilität der Geldnachfrage für die Bundesrepublik Deutschland. Verschiedene Studien, die sich mit dem Stabilitätsproblem der Geldnachfrage für die Bundesrepublik befassen, wurden von *Boughton* (1980), *Ram* (1981), *Buscher / Schröder* (1982, 1983) und *Buscher* (1983 a, b) vorgelegt¹.

Ram und *Buscher* (1983 a) unterstellen in ihren Untersuchungen Stationarität der den Parametern der Geldnachfrage zugrundeliegenden stochastischen Prozesse, erlauben also zufällige Schwankungen der Parameter im Zeitverlauf. Beide Studien gelangen zu dem Ergebnis, daß die Geldnachfrage stabil ist, wenn als Alternative für die stationären Prozesse der Parameter ein random walk angenommen wird, also gegen einen nicht-stationären Prozeß getestet wird.

Einen strengeren Stabilitätsbegriff verwenden *Boughton* und *Buscher / Schröder*, die Konstanz der Regressionsparameter im Zeitverlauf verlangen. Diesem Ansatz zufolge gilt eine funktionale Beziehung dann schon als instabil, wenn sie (stationären) stochastischen Schwankungen systematischer oder unsystematischer Art unterliegt.

Unter Anwendung der von *Brown / Durbin / Evans* (1975) vorgestellten Testverfahren wie kumulierte Summen rekursiver Residuen (Cusums) bzw. kumulierte Summen quadrierter rekursiver Residuen (Cusums Squared)

¹ Wenngleich nicht explizit Gegenstand ihres Aufsatzes, testeten auch den *Butter / Fase* (1981) für eine Geldnachfrage in der Abgrenzung von M2 und *Arango / Nadiri* (1981) für eine reale Geldnachfrage nach M1 auf Stabilität bzw. Strukturbruch. In beiden Fällen konnte keine Evidenz zugunsten einer Instabilität festgestellt werden.

sowie gleitender Regressionen erhalten sie, für eine in realen Größen spezifizierte Geldnachfragefunktion mit partiellem Bestandsanpassungsprozeß, gemischte Ergebnisse bezüglich der Stabilität der Geldnachfrage. Insbesondere für Schätzergebnisse für den Zeitraum bis 1980 indiziert der Cusums-squared-Test Instabilität, nicht jedoch der Cusums-Test.

In dieser Arbeit wird auf der Grundlage der von *Brown / Durbin / Evans* vorgestellten Techniken die Geldnachfrage für die Bundesrepublik Deutschland für den Zeitraum 1965.I bis 1982.IV auf Stabilität getestet, indem die Geldnachfrage in realen und in nominalen Größen spezifiziert wird. Für jede Spezifikation wird die Geldmenge einmal eng in der Abgrenzung von M1 und einmal weit in der Abgrenzung von M3 getestet.

Der Aufbau der Arbeit ist wie folgt: Im nächsten Abschnitt werden verschiedene Spezifikationen der Geldnachfrage diskutiert und Schätzergebnisse für den Untersuchungszeitraum vorgestellt. Hieran anschließend werden die in dieser Arbeit verwendeten Tests vorgestellt und kurz auf ihren Aussagegehalt eingegangen. Die Ergebnisse der Überprüfung der Geldnachfrage auf der Grundlage dieser Tests werden ausführlich im Anschluß hieran dargestellt. Der letzte Teil der Arbeit faßt die Ergebnisse zusammen und versucht, Gründe für die unterschiedlichen Ergebnisse, verglichen mit *Buscher / Schröder*, zu finden.

II. Geldnachfrage-Spezifikationen und Schätzergebnisse²

Es herrscht Übereinstimmung in der Literatur, daß die Geldnachfrage positiv vom Einkommen, y_t , und negativ vom nominalen Zinssatz, r_t , als Maß für die Opportunitätskosten der Geldhaltung, abhängt. Für eine kurzfristige Geldnachfrage ist zu erwarten, daß die Marktteilnehmer ihre tatsächliche Kassenhaltung zeitlich verzögert ihrer gewünschten Kassenhaltung anpassen, so daß ein partieller Bestandsanpassungsprozeß gerechtfertigt erscheint.

Diese Überlegungen führen zur einfachsten Formulierung der Geldnachfrage m_t in Abhängigkeit von Einkommen, Zinssatz und dem um eine Periode verzögerten Bestand der Geldnachfrage selbst:

$$(1) \quad m_t = a_0 + a_1 y_t - a_2 r_t + a_3 m_{t-1}.$$

Hierbei bezeichnet m_t die logarithmierte Geldnachfrage sowohl in der Abgrenzung von M1 bzw. M3 als auch in realen bzw. nominalen Größen; y_t

² Für eine theoretische Begründung der Spezifikation sei auf *Schröder* (1983) verwiesen.

ist, der Logarithmus einer geeignet gewählten Einkommensvariablen, für eine Geldnachfrage in nominalen Größen das laufende nominale Einkommen, y_t^n , für eine in realen Größen spezifizierte Geldnachfrage entweder das laufende reale, y_t^r , oder das permanente Einkommen, y_t^p . r_t bezeichnet einen nominalen Zinssatz, der kurz- oder langfristig ist.

Steht das Transaktionsmotiv der Kassenhaltung im Vordergrund, so ist das laufende Einkommen und eine eng definierte Geldnachfrage die relevante Spezifikation. Interpretiert man die Geldnachfrage vermögens-theoretisch, so ist das permanente Einkommen, unabhängig von der Wahl des Geldmengenaggregats, angemessener. Die weit definierte Geldnachfrage (M3) läßt sich, da einige ihrer Komponenten Zinserträge erbringen, sinnvoll nur vermögens-theoretisch interpretieren.

Die Wahl des geeigneten Zinssatzes wird von der Interpretation der Geldnachfrage vorgegeben: Steht wiederum das Transaktionsmotiv im Vordergrund bei einer eng definierten Geldnachfrage, kann ein kurzfristiger Zinssatz als Maß für die Opportunitätskosten der Geldhaltung verwandt werden. Die vermögens-theoretische Interpretation, die die Geldhaltung als eine Alternative im möglichen Anlagespektrum begreift, stellt auf alternative Ertragsraten zinstragender Aktiva ab; dementsprechend gehen die Ertragsraten dieser Aktiva als Funktionsargumente in die Geldnachfrage ein. Aus empirisch-statistischen Gründen approximieren wir diesen Ansatz durch die Aufnahme eines langfristigen Zinssatzes in die Geldnachfragefunktion.

Die Bundesrepublik Deutschland ist eine offene Volkswirtschaft, die internationalen Einflüssen unterliegt. In dieser Arbeit versuchen wir, den internationalen Einfluß auf die heimische Geldnachfrage durch den US-\$/DM-Swap-Satz für 3-Monats-US-\$, sw_t , zu approximieren. Bei freiem Kapitalverkehr entspricht der Swap-Satz dem Zinsdifferential zwischen D-Mark und US-\$-Anlagen mit korrespondierender Laufzeit. Unterliegt die D-Mark Aufwertungserwartungen, werden die erwarteten Aufwertungsgewinne zu einer vermehrten D-Mark-Nachfrage führen und der Termin-US-\$ wird mit einem Deport gehandelt werden, also sinkendem Swap-Satz. Somit erwarten wir ein negatives Vorzeichen für den Swap-Satz-Koeffizienten in der erweiterten Geldnachfragegleichung

$$(2) \quad m_t = b_0 + b_1 y_t - b_2 r_t - b_3 sw_t + b_4 m_{t-1}.$$

Im Untersuchungszeitraum erfuhren die Marktteilnehmer in der Bundesrepublik Deutschland einen moderaten Inflationsprozeß. Inflation, selbst wenn sie vollständig antizipiert wird, verringert den Nutzen des Geldes als Wertaufbewahrungsmedium und induziert, wie *Klein* (1976) begründet,

Substitutionsprozesse von Ressourcen in weniger „geldnahe“ Güter. Neben der Inflationsrate dürfte die hiermit verbundene Unsicherheit über die zukünftige Preisentwicklung die Geldnachfrage beeinflussen. Während der Einfluß der laufenden Inflationsrate zumindest teilweise durch den nominalen Zinssatz erfaßt wird, wurde versucht, die mit der Inflationsentwicklung verbundene Unsicherheit über ein Querschnittsmaß zu approximieren; hierzu wurde aus acht Preisreihen industrieller Güter für jede Reihe die Inflationsrate berechnet und für einen gegebenen Zeitpunkt die Standardabweichung dieser acht Reihen ermittelt. Der logarithmierte Wert der Standardabweichung zum Zeitpunkt $t-1$ diente dann als erwartetes Maß für die Preis- bzw. Inflationsunsicherheit für den Zeitpunkt t .

Der Einfluß dieses Unsicherheitsmaßes auf die Geldnachfrage ist zweideutig. Für einen positiven Einfluß spricht die Interpretation der Geldhaltung für Transaktionszwecke. Kasse wird gehalten, um jederzeit anfallende Zahlungen tätigen zu können. Ein Anstieg der Unsicherheit in der Preisentwicklung führt dann zu einer vermehrten Kassenhaltung. Demgegenüber unterscheidet sich die vermögensstheoretische Begründung der Kassenhaltung dadurch, daß ein negatives Vorzeichen für die Unsicherheitsvariable zu erwarten ist: Steigende Preisunsicherheit erhöht die Opportunitätskosten der Geldhaltung und bewirkt u. U. eine Substitution in alternative Anlageformen, so daß in diesem Falle die Geldnachfrage sinkt. Welches Argument das zutreffendere ist, kann nur empirisch entschieden werden. Für die Bundesrepublik Deutschland ergaben die Schätzungen mit dem hier gewählten Unsicherheitsmaß insgesamt keinen signifikanten Einfluß auf die Geldhaltung, weder für M1 noch für M3, so daß für die Stabilitätstests im folgenden Abschnitt diese Variable nicht berücksichtigt wurde³.

Somit ergeben sich elf Spezifikationen für die Geldnachfrage, die in Übersicht 1 aufgeführt sind. Es bezeichnen: y^p das permanente⁴, y^r das reale und y^n das nominale Einkommen, jeweils in Logarithmen; r^s einen kurzfristigen und r^l einen langfristigen nominalen Zinssatz, sw den Swap-Satz, und m_{t-1} stellt den um eine Periode verzögerten Geldmengenterm dar⁵.

³ Weitere Variablen, die ebenfalls berücksichtigt wurden, aber entweder keinen Einfluß auf die Geldnachfrage ausüben oder zu problematischen Schätzergebnissen führten, waren ein Maß für das Wechselkursrisiko, wie es von *Akhtar/Putnam* (1980) vorgeschlagen wurde, die Modellierung eines nominalen Geldangebotschocks aus Gründen, die bei *Carr/Darby* (1981) angegeben sind sowie als weitere Variable neben dem permanenten Einkommen in der realen Geldnachfrage ein Maß für Schocks aus dem realen Sektor, das durch das transistorische Einkommen approximiert wurde.

⁴ Berechnet nach *Darby* (1972).

⁵ Eine nähere Beschreibung der Variablen befindet sich im Anhang.

Übersicht 1: Spezifikation der Geldnachfrage

1. reale Geldnachfrage

| | y_t^p | y_t^r | r_t^s | r_t^l | m_{t-1} | sw_t | Gleichung Nr. |
|-----|---------|---------|---------|---------|-----------|--------|------------------|
| M 1 | x | | x | | x | | 1 |
| | x | | x | | x | x | 2 |
| | | x | x | | x | | 3 |
| | | x | x | | x | x | 4 |
| M 3 | x | | | x | x | | 5 |
| | x | | | x | x | x | 6 |
| | | x | | x | x | | 7 |
| | | x | | x | x | x | 8 |

2. nominale Geldnachfrage

| | y_t^n | r_t^s | r_t^l | m_{t-1} | sw_t | |
|-----|---------|---------|---------|-----------|--------|----|
| M 1 | x | x | | x | | 9 |
| | x | x | | x | x | 10 |
| M 3 | x | | x | x | | 11 |

Für die reale Geldnachfrage wurde sowohl das permanente als auch das reale Einkommen verwandt. Ist die vermögenstheoretische Interpretation der Geldnachfrage die adäquatere Version, so sollten die Spezifikationen mit dem Realeinkommen bei den Schätzungen schlechter abschneiden.

Die eng definierte Geldnachfrage beinhaltet durchgängig einen kurzfristigen Zinssatz als Funktionsargument. Dies ist nicht völlig konsistent mit den vorangegangenen Ausführungen, jedoch zeigten sich keine Unterschiede in den Ergebnissen für M1 (real), wurde anstelle des kurzfristigen ein langfristiger Zinssatz verwandt.

Da die Marktteilnehmer sich bei ihren Entscheidungen an realen Größen orientieren, erscheint eine Spezifikation der Geldnachfrage in realen Größen angemessen. Für geldpolitische Maßnahmen jedoch ist die nominale Geldnachfrage die relevantere Variable, da die Zentralbank nur nominale Größen steuern und kontrollieren kann (im Rahmen ihrer Möglichkeiten).

Welches Geldmengenaggregat letztlich das entscheidende ist, M1 oder M3, ist eine offene Frage. In der Bundesrepublik steuert die Bundesbank die Zentralbankgeldmenge, verwendet also ein weit definiertes Geldmengenkonzept, so daß die Überprüfung der Geldnachfrage nach M3 zu begründen ist. Für M1 spricht die Bedeutung dieses Aggregats in der tagespolitischen Diskussion.

Die in Übersicht 1 zusammengefaßten Geldnachfragefunktionen wurden für die Bundesrepublik Deutschland mit nicht saisonbereinigten Quartalsdaten für den Zeitraum 1965.I bis 1982.IV nach *Hatanakas* (1974) effizientem Zwei-Stufen-Verfahren geschätzt⁶. Dieses Verfahren ist angemessen für Gleichungen, die endogene und zeitlich verzögerte endogene Variablen als Regressoren beinhalten und deren Residuen autokorreliert sind bis zum Lag p . Beide Voraussetzungen sind für die Geldnachfragefunktion aus Übersicht 1 gegeben. Das Verfahren von Hatanaka liefert im Gegensatz zu OLS-Schätzungen konsistente und asymptotisch effiziente Koeffizientenschätzungen.

Die Ergebnisse für die 11 Geldnachfragegleichungen sind in Tabelle 1 aufgeführt⁷.

In der Mehrzahl der Fälle war trotz saisonaler (0,1)-Dummies noch ein autoregressiver Prozeß vierter Ordnung zur Beseitigung der Autokorrelation in den Residuen erforderlich; einzig für die nominale Geldnachfrage nach M1 erwies sich ein AR(1)-Prozeß als ausreichend. Die Bestimmtheitsmaße (R^2) und die Standardfehler der Schätzung (SEE) zeigen insgesamt wenig Bewegung, so daß auf der Grundlage dieser Statistiken kaum zwischen den einzelnen Funktionen diskriminiert werden kann. Jedoch ist ersichtlich, daß die reale Geldnachfrage nach M3 unter Verwendung des permanenten Einkommens bessere Gesamtmaße aufweist als unter Verwendung des laufenden Realeinkommens, so daß zu vermuten ist, daß das permanente Einkommen die geeignetere Skalierungsvariable in der Nachfrage nach M3 ist.

Die Ergebnisse im einzelnen: Die Auslandsabhängigkeit der Geldnachfrage, approximiert durch den Swap-Satz, ist in allen Gleichungen auf dem 5%-Niveau gesichert. Einzig für die nominale Geldnachfrage nach M3 ist kein Einfluß des Swap-Satzes feststellbar. Allerdings bewirkt die Erweiterung um den Swap-Satz teilweise beträchtliche Veränderungen in den Einkommens- und dem verzögerten Geldmengenkoeffizienten.

Ebenfalls statistisch gesichert ist die Zinsabhängigkeit der Geldnachfrage für die nominalen Spezifikationen und für die reale Geldnachfrage nach

⁶ Auf der ersten Stufe wird mit einem Instrumentenvariablen-Ansatz eine konsistente Koeffizientenschätzung ermöglicht. Aus den Residuen werden die Autokorrelationskoeffizienten bis zum Lag p ermittelt und die Daten werden mit Hilfe dieser Koeffizienten transformiert. Dies eliminiert die Autokorrelation in den Residuen. Eine anschließende OLS-Schätzung der transformierten Daten unter Einschluß der Residuen bis zum Lag p als Regressoren ergibt die endgültigen Schätzungen.

⁷ Jede Gleichung beinhaltet noch saisonale (0, 1)-Dummies, die aus Platzgründen hier nicht aufgeführt werden.

Tabelle 1: Hatanakas effizienter 2-Stufen-Schätzer: 1965.I - 1982.IV

| | y_t^p | y_t^r | r_t^s | r_t^1 | sw_t | m_{t-1} | CONST | Ord. AR-Proz. | R^2 | SEE |
|-------|---------|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|----------------|------------------|------------------|-------|------|
| M 1 R | 1 | .167 (.034) | -.004 (.001) | | | .858 (.031) | -.832 (.174) | 4 | .997 | .012 |
| | 2 | .204 (.034) | -.005 (.001) | | -.002 (.001) | .805 (.033) | -1.018 (.170) | 4 | .997 | .011 |
| | 3 | .195 (.035) | -.005 (.001) | | | .838 (.031) | -.976 (.177) | 4 | .997 | .012 |
| | 4 | .218 (.034) | -.005 (.001) | | -.002 (.001) | .800 (.032) | -1.094 (.173) | 4 | .997 | .012 |
| M 3 R | 5 | .206 (.090) | | -.005 (.002) | | .842 (.064) | -.885 (.398) | 4 | .997 | .014 |
| | 6 | .305 (.093) | | -.005 (.002) | -.003 (.001) | .749 (.070) | -1.311 (.411) | 4 | .997 | .013 |
| | 7 | .374 (.099) | | -.004 (.003) | | .727 (.070) | -1.656 (.448) | 4 | .986 | .014 |
| | 8 | .377 (.092) | | -.006 (.003) | -.003 (.001) | .692 (.066) | -1.619 (.424) | 4 | .988 | .014 |

Tabelle 1 (Fortsetzung)

| | | y^n | r_t^s | r_t^l | sw_t | m_{t-1} | CONST | Ord. AR-Proz. | R^2 | SEE |
|-----|----|----------------|-------------------|-------------------|-------------------|----------------|-----------------|------------------|-------|------|
| M 1 | 9 | .209 (.025) | -.0047 (.0005) | | | .804 (.024) | -.092 (.023) | 1 | .999 | .009 |
| | 10 | .221 (.025) | -.0047 (.0005) | | -.0012 (.0006) | .788 (.025) | -.083 (.023) | 1 | .999 | .009 |
| M 3 | 11 | .226 (.067) | | -.0042 (.0014) | | .807 (.056) | -.015 (.041) | 3 | .999 | .011 |

Erklärung: R^2 = multiples Bestimmtheitsmaß
SEE = Standardfehler der Schätzung
Ordnung AR-Prozeß gibt Ordnung des autoregressiven Prozesses für die Schätzung an
in Klammer: geschätzte Standardfehler

M1. Für die Nachfrage nach M3 (real) ist ein nachweisbarer Einfluß des Zinses nur für die Gleichungen feststellbar, die das permanente Einkommen beinhalten. Insbesondere für Gleichung (7) ist der Koeffizient der Zinsvariablen nicht von Null verschieden. Mit der Erweiterung des Swap-Satzes jedoch ist auch unter der Verwendung des Realeinkommens eine Zinsabhängigkeit von M3 (real) gegeben.

Für die eng definierte reale Geldnachfrage ist das laufende Realeinkommen, gemessen am Standardfehler, etwas besser abgesichert als das permanente Einkommen, so daß angenommen werden kann, daß für diese Spezifikation der Geldnachfrage das Transaktionsmotiv das entscheidendere ist.

Während für die Nachfrage nach M1 (real) die Einkommenskoeffizienten in vergleichbaren Größenordnungen sind, ergeben sich beträchtliche Unterschiede für M3 (real). Der Koeffizient für das permanente Einkommen ist, vergleicht man die Gleichungen (5) und (7), fast um die Hälfte niedriger als jener für das laufende Realeinkommen. Der Swap-Satz als zusätzlicher Regressor läßt den Koeffizienten für das Realeinkommen praktisch unverändert; zu erheblichen Veränderungen führt er jedoch in den Koeffizienten des permanenten Einkommens, der Koeffizient steigt um fast 50% von .206 auf .305.

In Übersicht 2 ist die mittlere Anpassungsdauer (in Quartalen), die langfristige Einkommens- und langfristige Zinselastizität angegeben.

Für die reale Geldnachfrage nach M1 und für die nominale Geldnachfrage liegt die mittlere Anpassungsdauer zwischen 4 und 6 Quartalen. Der Swap-

Übersicht 2: Elastizität und Anpassungsdauer

| Gleichung | Einkommens- elastizität, langfristig | Zins- elastizität, langfristig | mittlere Anpassungs- dauer |
|---------------------|--|--------------------------------------|----------------------------------|
| <i>M</i> 1, real: 1 | 1.18 | −.194 | 6.04 |
| 2 | 1.05 | −.177 | 4.12 |
| 3 | 1.20 | −.213 | 5.17 |
| 4 | 1.09 | −.172 | 4.00 |
| <i>M</i> 3, real: 5 | 1.30 | −.251 | 5.33 |
| 6 | 1.22 | −.158 | 2.98 |
| 7 | 1.37 | −.116 | 2.66 |
| 8 | 1.22 | −.155 | 2.25 |
| <i>M</i> 1, nom.: 9 | 1.07 | −.176 | 4.10 |
| 10 | 1.04 | −.162 | 3.71 |
| <i>M</i> 3, nom. 11 | 1.17 | −.164 | 4.18 |

Satz in der realen Geldnachfrage verringert deutlich die mittlere Anpassungsdauer und senkt die langfristige Zinselastizität. Für die genannten Gleichungen beträgt die Einkommenselastizität in etwa eins; auch hier bewirkt der Swap-Satz jeweils eine Reduktion dieser Elastizitäten. Die Zinselastizität für die reale Geldnachfrage (M1) übersteigt etwas jene für die nominalen.

Deutlich niedriger fällt die mittlere Anpassungsdauer für M3, real, aus, die zwischen 2 und 3 Quartalen liegt, sieht man von Gleichung 5 ab. Unterschiedlich ist auch die langfristige Zinselastizität, die jene für M1, real, und für die nominale Geldnachfrage unterschreitet. Dieses Ergebnis läßt den Schluß zu, daß ein wesentlicher Teil der Substitution zwischen Geld und zinstragenden Aktiva sich über die Termin- und Spareinlagen vollzieht und alternative Aktiva weniger bedeutsam sind.

Ebenfalls auffällig ist die höhere Einkommenselastizität der Geldnachfrage nach M3, die zwischen 1.22 und 1.37 beträgt. Hierin könnte sich die gestiegene Sparneigung unter anderem durch das hohe Zinsniveau der letzten Quartale bedingt, widerspiegeln.

Zusammenfassend können die Ergebnisse als statistisch zufriedenstellend betrachtet werden, wenngleich die Ergebnisse für M3 (real) nicht in allen Fällen signifikante Koeffizienten aufweisen. Aus ökonomischer Sicht zeigen die Schätzungen jedoch Probleme auf, die allerdings im Rahmen dieser Arbeit nicht behandelt werden können.

III. Ergebnisse der Stabilitätstests

Die in Übersicht 1 aufgeführten Geldnachfragefunktionen werden mit Hilfe der von *Brown / Durbin / Evans* (1975) vorgestellten Testverfahren auf Stabilität überprüft. Ein Teil dieser Testverfahren, die sogenannten Cusums- und Cusums-squared-Tests, beruhen auf der Grundlage rekursiver Residuen. Der Cusums-Test summiert normierte Einschnitt-Prognosefehler auf, und der Cusums-squared-Test basiert auf quadrierten und normierten Ein-Schnitt-Prognosefehlern⁸. Ein weiterer Test, der auf der Grundlage gleitender Regressionen berechnet wird, überprüft die Annahme konstanter Varianzen im Zeitablauf und wird mit Homogenitäts-Statistik bezeichnet, die unter der Annahme konstanter Varianzen F-verteilt ist⁹. Schließlich

⁸ Eine ausführliche Darstellung dieser Testgrößen und weiterer, auf rekursiven Residuen aufbauender Testverfahren werden von *Dufour* (1981 a) und *Cameron* (1979) diskutiert.

⁹ Für eine genaue Definition der Prüfgröße siehe *Brown / Durbin / Evans*.

wurde noch der gewöhnliche Chow-Test zur Überprüfung der Funktion auf Strukturkonstanz verwendet.

Die Anwendung der Cusums- und der Cusums-squared-Tests verlangt, daß die Varianzen konstant sind und keine Autokorrelation in den Residuen vorhanden ist. Ferner soll die Liste der erklärenden Variablen exogen sein, also keine endogenen oder endogene, zeitlich verzögerte Variablen beinhalten. Diese Erfordernisse sind in dieser Untersuchung größtenteils nicht gegeben. Der Zinssatz und das Einkommen sind zweifellos endogene Variablen eines nicht spezifizierten Strukturmodells. Zusätzlich gelangt über den partiellen Bestandsanpassungsprozeß eine zeitlich verzögerte Variable in die Liste der Regressoren. Und schließlich sind autokorrelierte Residuen ein Standardproblem der Geldnachfrageschätzung. Wie diese Verletzungen der Voraussetzungen die Testergebnisse beeinflussen, ist ungeklärt; insbesondere ist nicht bekannt, wie das größte Problem, die Autokorrelation, auf die rekursiven Residuen und somit auf die hierauf aufbauenden Tests wirkt. Leider existieren keine geeigneten Tests auf Stabilität, die hiervon unberührt blieben.

Den genannten Verfahren ist gemeinsam, daß die Gegenhypothese nicht spezifiziert wird, also nicht formalisiert wird, gegen welche Art Instabilität getestet wird: Zufällige Schwankungen der Koeffizienten, random walk, shifts, drifts etc. Alles in allem sollten die Ergebnisse im Sinne von *Brown / Durbin / Evans* interpretiert werden, die über die Verfahren aussagen: "From this point of view the significance test suggested should be regarded as yardsticks for the interpretation of data rather than leading to hard and fast decisions", (S. 150). Zur Beurteilung des Aussagegehalts der Tests ist es erforderlich, Vorstellungen über die Art der möglichen Instabilität zu bilden. Liegt ein klassischer Strukturbruch vor, so dient der Cusums-Test in diesem Falle als nützliches Hilfsmittel, da ab dem Zeitpunkt des Strukturbruchs die Cusums nicht mehr Erwartungswert Null haben werden. Der Chow-Test dient als Ergänzung zur Datierung des Bruchs. Eine derartige Instabilität kann vom Cusums-squared-Test weniger adäquat aufgedeckt werden. Der Cusums-squared-Test reagiert auf eher zufällige denn systematische Abweichungen der Koeffizienten von ihren Erwartungswerten. Es ist nicht eindeutig klar, ob drifts in den Parametern über die Zeit von den Tests erfaßt werden können.

Ein Test auf Gleichheit der Varianzen mit Hilfe gleitender Regressionen gibt weiteren Aufschluß über die Gültigkeit der Modellannahmen, nicht jedoch explizit Aufschluß über die Stabilität der Parameter im Zeitverlauf. Jedoch ist zu vermuten, daß bei rekursiven und gleitenden Regressionen auf OLS-Basis Heteroskedastizität zu Parameter-Fluktuationen führt. Über

einen geeignet gewählten Schätzansatz (z.B. verallgemeinerte Kleinstquadratrate) kann diesem Defekt jedoch Rechnung getragen werden.

Schließlich sind die Testergebnisse nicht unabhängig in dem Sinne, daß jeder Test zusätzliche Evidenz zugunsten oder zuungunsten einer Hypothese erbringt. Beispielsweise erbringen Cusums- und Chow-Test keine unabhängige Evidenz, der Chow-Test gibt, verglichen mit den Cusums, den Zeitpunkt des Strukturbruchs an.

Das den vorgestellten Tests zugrundeliegende Stabilitätskonzept basiert auf der Annahme konstanter Parameter im Zeitverlauf und entspricht somit den Annahmen der klassischen Ökonometrie. Diesem Konzept zufolge gilt eine Beziehung als instabil, wenn die Konstanz der Parameter nicht gegeben ist, also auch in jenen Fällen, in denen die Parameter stochastisch variieren, der Prozeß selbst jedoch stationär ist. Die Alternative hierzu wäre die Modellierung der Parameter als stationäre stochastische Prozesse. Eine Instabilität läge dann vor, wenn die Parameter einem nichtstationären Prozeß, z.B. einem random walk, folgten. Welches Konzept letztlich das angemessenere ist, ist eine offene Frage.

Auf einen weiteren Aspekt sei verwiesen: Für wirtschaftspolitische Belange sind neben dem Wissen über die Stabilität einer Funktion auch Informationen erforderlich, die Auskunft geben über das zukünftige Verhalten der Beziehungen, ob Instabilitäten zu erwarten sind etc. Hierüber vermögen die Tests keine oder nur sehr vage Aussagen zu treffen. Es kann lediglich eine bereits eingetretene Instabilität aufgedeckt werden. Eine Analyse der Prognoseeigenschaften der zu testenden Funktion könnte über das zukünftige Verhalten Aufschlüsse liefern, jedoch ist es kaum möglich, von der Prognosequalität definitive Rückschlüsse auf die Stabilität der Funktion zu ziehen.

Die Information über eine eingetretene Instabilität ist gleichwohl in dem Sinne hilfreich, daß geprüft werden kann, ob auf die Schätzergebnisse im Untersuchungszeitraum noch hinreichend Verlaß ist, ob es sich um einen einmaligen Sprung in der Beziehung handelt oder aber, ob mit einer andauernden Instabilität zu rechnen ist.

Wie erwähnt, setzt die Anwendung der Tests voraus, daß keine endogenen Variablen – zeitgleich oder verzögert – als Regressoren auftreten, die Residuen unkorreliert sind und konstante Varianzen vorliegen. Vom letzten Punkt abgesehen, sind diese Bedingungen nicht erfüllt. OLS-Ergebnisse – und hierauf beruhen die Tests – sind nur beschränkt aussagefähig in derartigen Situationen. Um eine Vorstellung zu gewinnen, ob und wie die Tests durch die Verletzung der Annahmen tangiert werden, wurden zwei Kon-

trollrechnungen durchgeführt, die gleichfalls in Tabelle 2 aufgeführt sind. Da *Hatanakas* Verfahren dem Problem des ‚simulation equation bis‘ Rechnung trägt und die Residuen bei geeigneter Transformation white noise sind, ist insbesondere die problematisch erscheinende Autokorrelation in den Residuen eliminiert.

Das gesamte Sample wurde mit den geschätzten Autokorrelationskoeffizienten gefiltert und die derart bereinigten Daten dienten als Grundlage für die rekursiven Schätzungen. Dieses Verfahren wurde angewandt unter der Annahme, daß die Residuen einem AR(1)- bzw. einem AR(4)-Prozeß folgen.

Die AR(4)-Spezifikationen für die Residuen ergibt sich unmittelbar aus Tabelle 1. Für den AR(1)-Prozeß entschieden wir uns zusätzlich, da in der Mehrzahl der Studien über die Geldnachfrage Verfahren zur Schätzung angewandt werden, die eine Transformation der Daten auf der Grundlage eines AR(1)-Prozesses für die Residuen erfordern¹⁰.

Beide Kontrollrechnungen liefern mit den OLS-Schätzungen übereinstimmende Ergebnisse für den Cusums-squared-Test, so daß ein gewisses Maß an Glaubwürdigkeit gegenüber den OLS-Ergebnissen gegeben ist.

Für den Cusums-Test jedoch divergieren die Ergebnisse: Vier gegensätzliche Resultate bei einer AR(4)- und drei bei einer AR(1)-Spezifikation für *Hatanakas* Schätzverfahren gegenüber den OLS-Schätzungen sind zu konstatieren. Von Interesse sind insbesondere die Fälle, in denen die OLS-Ergebnisse Instabilität gegenüber den „Kontrollrechnungen“ anzeigen; dies betrifft die Gleichungen (1) und (10). In beiden Fällen wird auf OLS-Basis auf dem 10%-Niveau eine Instabilität indiziert. Ein Blick auf die nachstehenden Abbildungen zeigt jedoch, daß für Gleichung (1) genau ein Wert außerhalb der Signifikanzgrenzen liegt, eine eher schwache Evidenz zugunsten der Hypothese, die Parameter seien nicht konstant. Ein Vergleich der OLS-Cusums mit jenen der Kontrollrechnung¹¹ zeigt zudem eine starke Parallelität im Verlauf beider Reihen, so daß das gegensätzliche Ergebnis eher zufälliger Art sein dürfte. Anders hingegen ist für Gleichung (10) ein deutlich unterschiedlicher Verlauf der Cusums feststellbar, so daß hier in der Tat ein gegensätzliches Ergebnis zu konstatieren ist.

Betrachtet man die Fälle, in denen die OLS-Ergebnisse zugunsten der Stabilitätsannahmen ausfallen, nicht jedoch die Kontrollrechnungen, hier-

¹⁰ Bevor die Ergebnisse diskutiert werden, sei angemerkt, daß unklar ist, ob für die Tests mit den transformierten Daten weiterhin die gleichen Signifikanzlinien wie für die Tests auf OLS-Basis gelten. Auch die Ergebnisse dieser Tests sollten zurückhaltend interpretiert werden.

¹¹ Hier nicht abgedruckt; verfügbar auf Anfrage.

Tabelle 2: Resultate der Stabilitäts-Tests

| Gleichung | O L S-Schätzungen | | | Hatanakas effizienter Schätzer | | | |
|-----------|-------------------|----------------|--------|--------------------------------|----------------|--------|----------------|
| | Cusums | Cusums squared | F-Test | Cusums | Cusums squared | Cusums | Cusums squared |
| real: M 1 | 1 | i | 10% | s | s | s | s |
| | 2 | i | 5% | s | s | i | 10% |
| | 3 | s | 1% | s | s | i | 10% |
| | 4 | i | 5% | s | s | i | 10% |
| | 5 | s | 1% | s | s | s | s |
| | 6 | s | 1% | s | s | s | s |
| M 3 | 7 | i | 10% | s | s | i | 5% |
| | 8 | s | 1% | s | s | i | 1% |
| nom.: M 1 | 9 | s | 10% | s | s | s | s |
| | 10 | i | 10% | s | s | s | s |
| | 11 | s | 10% | s | s | s | s |

Erklärung: i = instabil; bei Instabilität ist Signifikanz-Niveau angegeben

s = stabil

F-Test auf Homogenität der Varianzen bei gleitenden Regressionen

Signifikanz angegeben für Nichthomogenität der Varianzen

AR (1): autoregressiver Prozeß für Residuen, 1. Ordnung

AR (4): autoregressiver Prozeß für Residuen, 4. Ordnung

von sind die Gleichungen (3) und (8) betroffen, so wird die Annahme konstanter Parameter für Gleichung (8) auf dem 1 % Niveau verworfen (bei einer AR(4)-Spezifikation). Die Differenzen in den Verläufen der Cusums für Gleichung (3) deuten wiederum eher auf eine zufällige Divergenz in den Ergebnissen hin. Somit bleibt festzuhalten, daß im wesentlichen zwei gegensätzliche Ergebnisse mit den Kontrollrechnungen vorliegen, die die Gleichungen (10) und (8) betreffen. Welches in jedem Falle das glaubwürdigere ist, kann nicht entschieden werden.

Insgesamt jedoch zeigen die „Kontrollrechnungen“, daß trotz der Verletzung der Annahmen die auf OLS-Basis erzielten Ergebnisse – mit Vorbehalten natürlich – ein bestimmtes Maß an Glaubwürdigkeit aufweisen.

Beginnt man mit dem, was unproblematisch ist, so ist zu konstatieren, daß alle Cusums-squared Tests Stabilität anzeigen. Gleichfalls eindeutig fallen die Ergebnisse der Homogenitäts-Statistik aus, die für die gleitenden Regressionen auf Gleichheit der Varianzen testet. Für alle realen Geldnachfrage-Spezifikationen ist die Annahme konstanter Varianzen auf dem 1 %-Niveau zu verwerfen. Die nominale Geldnachfrage weist für Gleichungen, die nicht den Swap-Satz enthalten, Ungleichheit der Varianzen nur noch auf dem 10 %-Niveau aus. Für Gleichung (10), die den Swap-Satz enthält, ist die Annahme der Homoskedastizität nicht zu verwerfen.

1. Die Ergebnisse der Cusums-Tests

Auf der Grundlage der OLS-Ergebnisse ergibt sich folgendes Bild über die Stabilität der Geldnachfrage: Von den 11 getesteten Funktionen weisen 5 Instabilitäten auf, 3 auf dem 10 %- und 2 auf dem 5 %-Niveau. Anteilig ergeben sich die meisten Instabilitäten für die Spezifikation der Geldnachfrage in realen Größen. Hier wiederum ist die eng definierte Geldnachfrage am stärksten betroffen. Keine Instabilitäten liegen vor für die reale Geldnachfrage nach M3, wenn das permanente Einkommen als Skalierungsvariable verwendet wird. Die für M3, real, festzustellende Instabilität resultiert, wie ein Blick auf die nachstehenden Abbildungen zeigt, durch die Aufnahme des realen anstelle des permanenten Einkommens. Dies kann als Indiz gewertet werden, daß das permanente Einkommen die geeignetere Variable in einer Nachfrage nach M3 ist. Eine vergleichbare Aussage für die reale Geldnachfrage nach M1 läßt sich nicht treffen; alle Cusums weisen hier einen stark parallelen Verlauf auf.

Eine sehr zwiespältige Rolle spielt der Swap-Satz in den Geldnachfragegleichungen. Für die eng abgegrenzten Geldnachfragefunktionen (nominal und real) führt die Aufnahme des Swap-Satzes als Regressor zu Instabilitä-

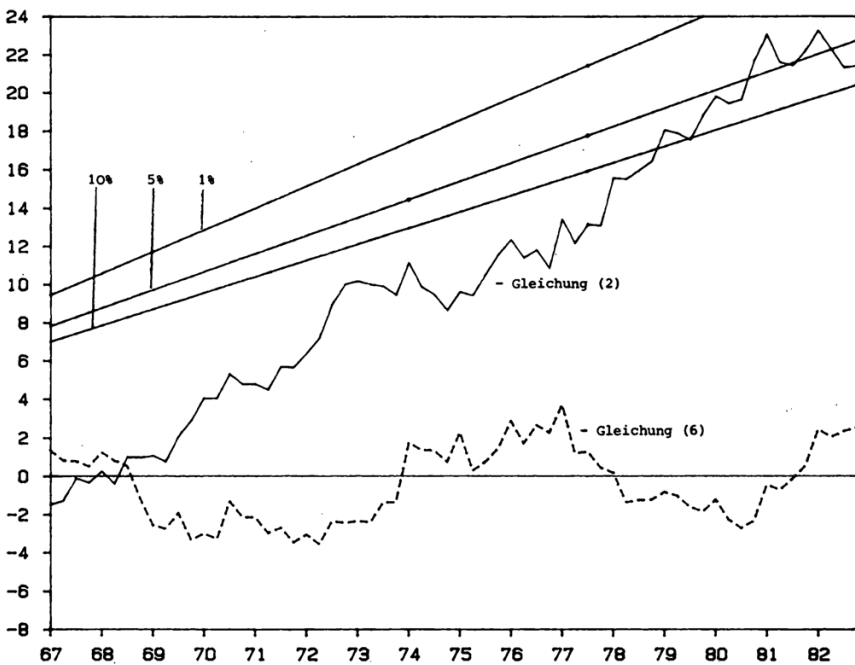
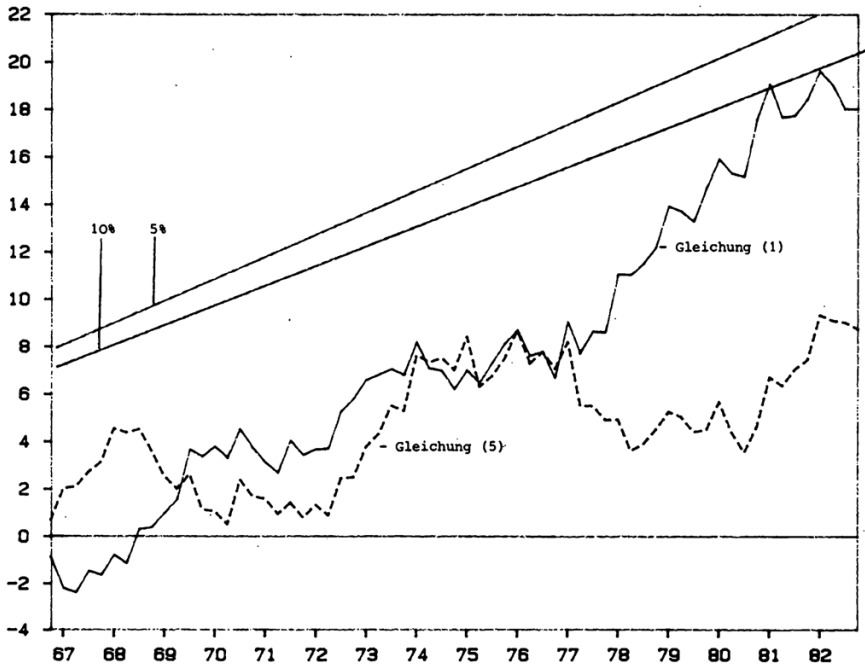


Abb. 1a: Cusums-Test für die Gleichungen.

ten oder aber schon vorhandene Instabilität wird hierdurch verstärkt. Demgegenüber wirkt der Swap-Satz für die reale Nachfrage nach M3 stabilisierend.

Abbildung 1a stellt die Cusums für die Gleichungen (1), (5), (2) und (6) dar; die durchgezogene Linie zeigt die Cusums für die M1- und die gestrichelte Linie jene für die M3-Spezifikation (real) unter Verwendung des permanenten Einkommens. Bei M3 bewirkt der Swap-Satz eine Bewegung der Cusums in Richtung des Erwartungswerts (Null-Linie), während bei M1 der Swap-Satz die Gleichung stärker gegen die Signifikanzlinien drückt.

Die Cusums für M1 zeigen von Beginn an eine Tendenz zur Instabilität und überschreiten ab 1981 die Signifikanzschwellen. Anders für M3: Die Cusums zeigen keine Tendenz zur Instabilität, sie schwanken um ihren Erwartungswert. Dieses Ergebnis ändert sich grundlegend, wird das Real-einkommen verwendet (Abb. 1b). Die Cusums für M3 zeigen eine systematische Bewegung ab Mitte 1970, die, ohne Swap-Satz, zu einer Periode der Instabilität in der zweiten Hälfte der siebziger Jahre führt, insbesondere also die Zeit flexibler Wechselkurse tangiert, und ab Mitte 1977 wieder Stabilität anzeigt.

Anfang der siebziger Jahre (etwa 1972) beginnt die reale Geldnachfrage nach M1 sich systematisch von ihrem Erwartungswert zu entfernen. Diese Bewegung wird durch den Swap-Satz nur verstärkt, nicht jedoch hervorgerufen, wie auch schon aus Abb. 1a ersichtlich ist. Ab 1981 zeigt diese Bewegung auch statistisch meßbare Effekte.

Für die nominale Geldnachfrage ist die Entwicklung der Cusums in Abbildung 1c dargestellt. Auch hier wirkt der Swap-Satz für M1 nur verstärkend auf die Entwicklung der Cusums. Bis 1976 zeigt der Test für M1 eine Tendenz zur Überschätzung, die durch eine kurze Periode, 1976-1977, unterbrochen wird, jedoch ab 1978 wieder einsetzt und ab 1980. II den Stabilitätsbereich verläßt. Demgegenüber scheint die Entwicklung der Cusums für M3 bis etwa 1976 robuster zu sein; erst nach 1976 indizieren die Cusums eine mögliche Störung der Gleichung, die zur Unterschätzung führt, jedoch noch nicht so stark ausgeprägt ist, daß auf üblichen statistischen Signifikanz-Niveaus Instabilität zu konstatieren ist. Es mag von Interesse sein, insbesondere die Ergebnisse für die Gleichungen (3) und (4) näher zu analysieren.

Die Entwicklung der Koeffizienten im Zeitverlauf ist für die Gleichungen (3) und (4) in Abbildung 2 dargestellt¹². Gleichung (3) modelliert die Nach-

¹² Die ersten Beobachtungswerte für die Koeffizienten wurden abgeschnitten, da sie wenig zuverlässig zu schätzen sind und starken Schwankungen unterliegen.

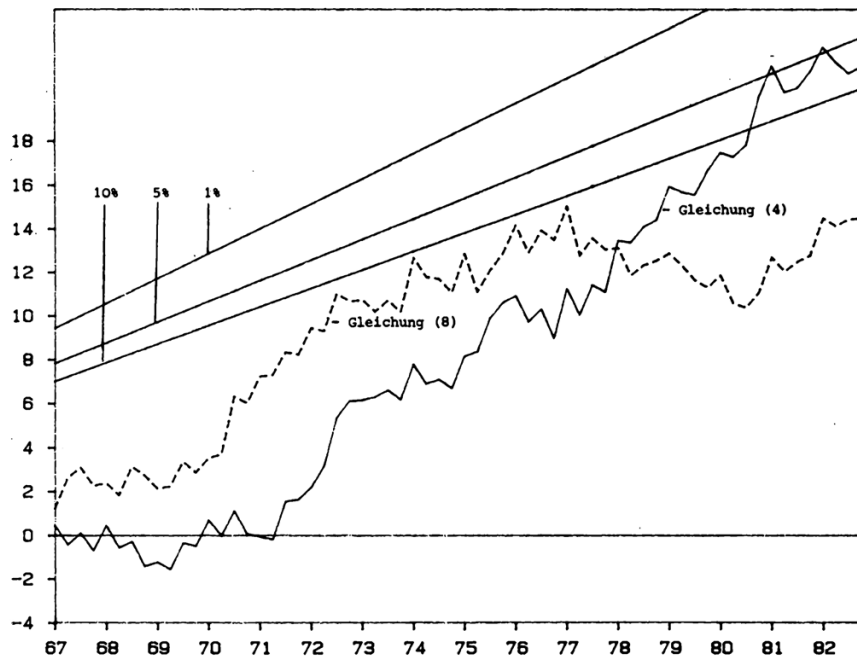
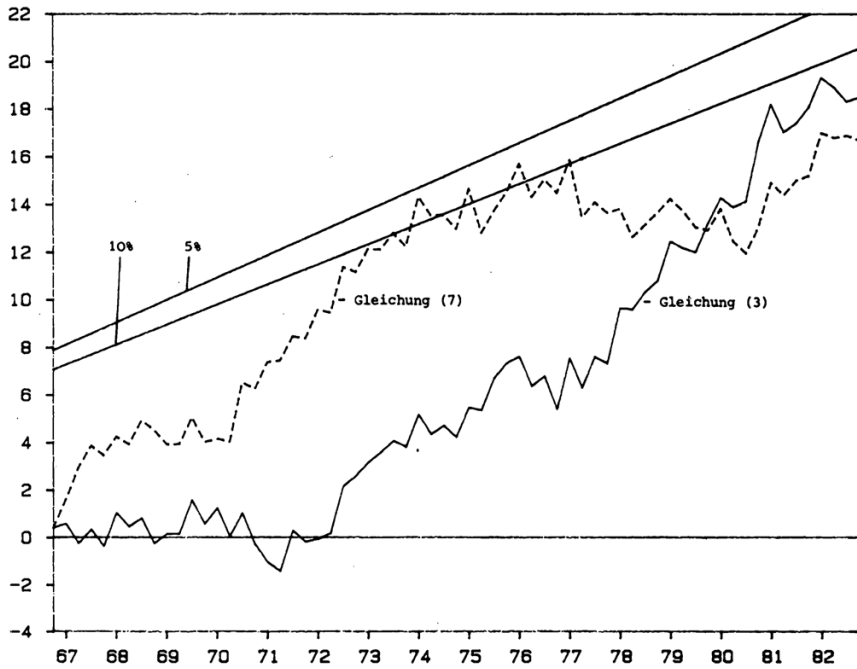


Abb. 1b: Cusums-Test für die Gleichungen.

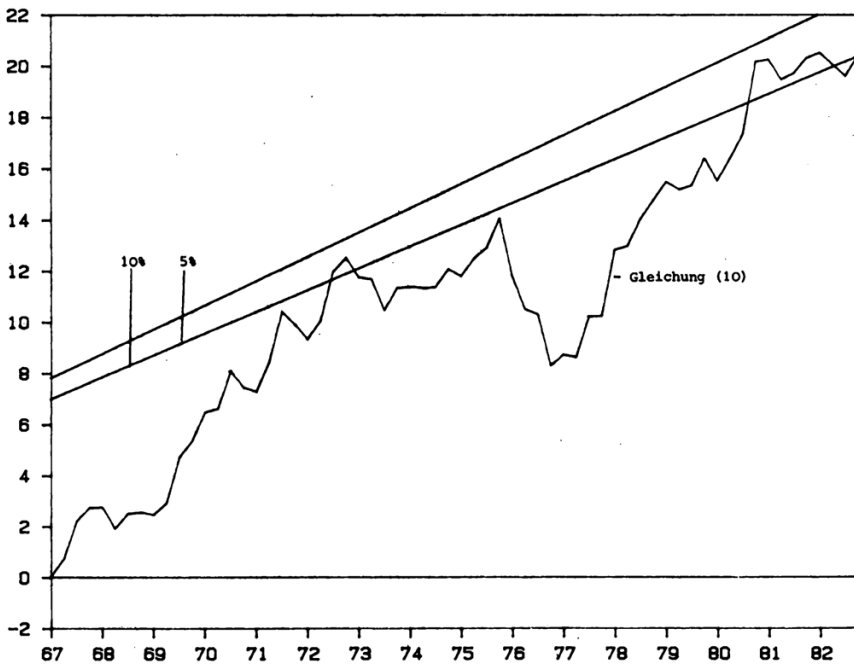
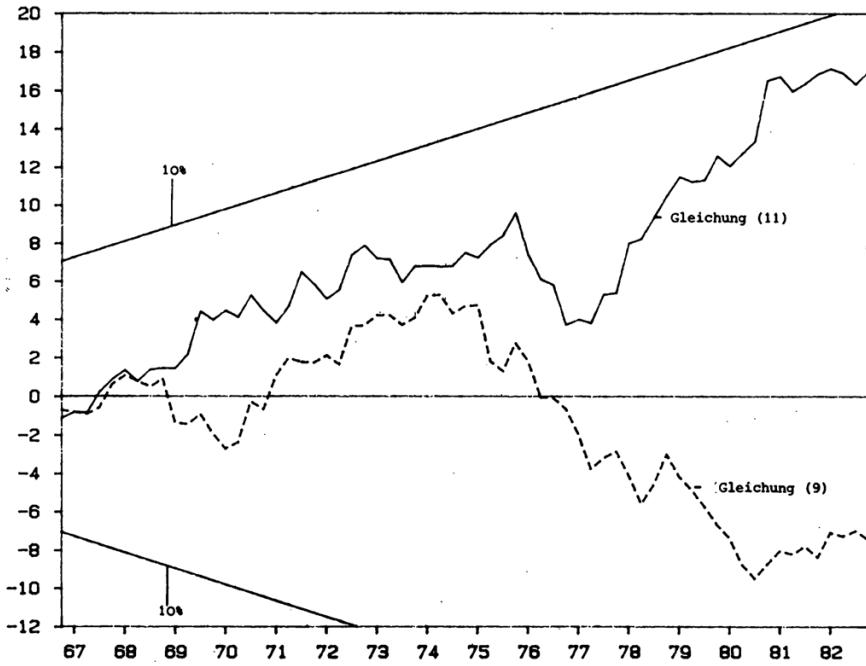


Abb. 1c: Cusums-Test für die Gleichungen.

frage nach $M1$ (real) in Abhängigkeit des Realeinkommens, des nominalen Zinssatzes und des verzögerten Geldmengenterms; Gleichung (4) beinhaltet zusätzlich den Swap-Satz und ist auf dem 5%-Niveau instabil, wohingegen Gleichung (3) Stabilität ausweist. Die Signifikanz-Linie wird für Gleichung (4) Mitte 1980 überschritten.

Offenkundig zeigt Abbildung 2, daß die Koeffizienten nicht konstant sind im Zeitverlauf. Da jedoch der Cusums-Test auf Ein-Schritt-Prognosefehler aufbaut, wirkt sich diese Bewegung in den Parametern so lange nicht auf das Prüfmaß aus, wie die Bewegung im i -ten Koeffizienten durch eine gegengerichtete Bewegung im j -ten Koeffizienten kompensiert wird. Hierin zeigt sich deutlich der eingeschränkte Aussagegehalt der Teststatistik.

Praktisch ab 1976 sind keine Unterschiede mehr in der Entwicklung der Koeffizienten in den beiden Gleichungen feststellbar. Divergenzen ergeben sich insbesondere für die Zeit 1969-1975. Für diese Zeitspanne liegt der Einfluß des zeitlich verzögerten Geldmengenterms für Gleichung (3) deutlich über jenen für Gleichung (4); jedoch wird dieser verstärkte Einfluß von m_{t-1} durch ein geringeres Gewicht des Einkommenskoeffizienten teilweise kompensiert.

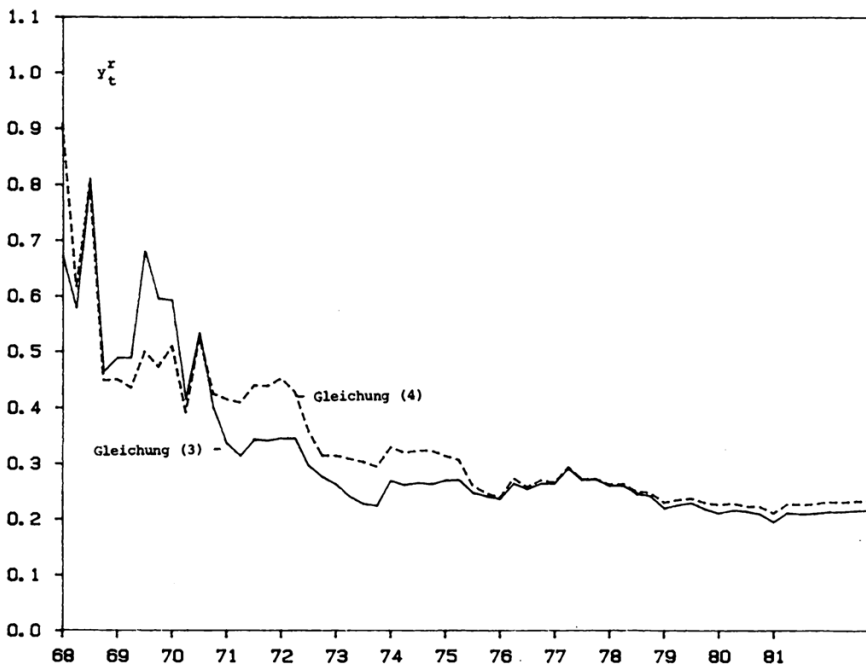


Abb. 2: Entwicklung der Koeffizienten im Zeitverlauf für Variablen.

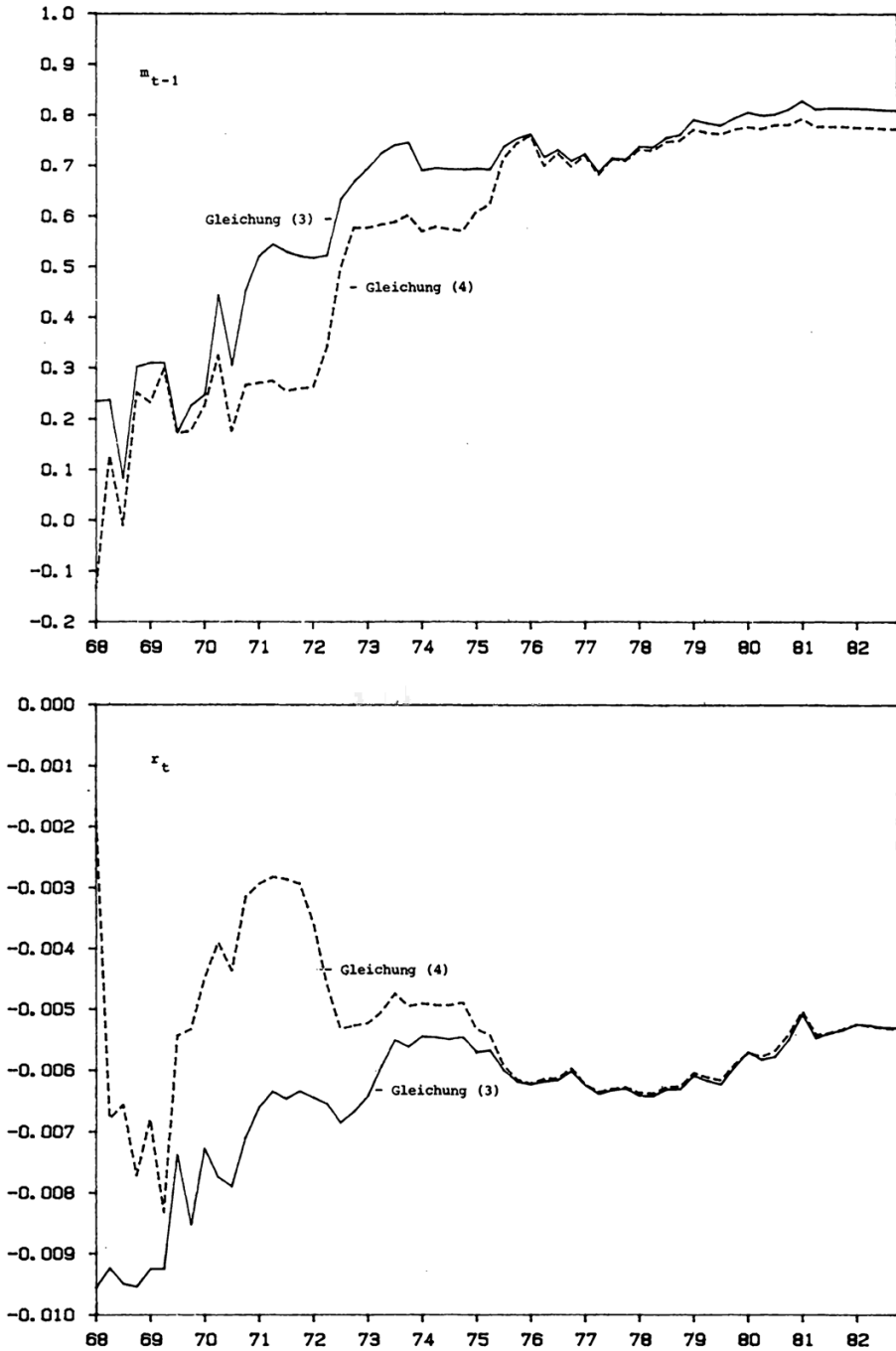


Abb. 2: Entwicklung der Koeffizienten im Zeitverlauf für Variablen.

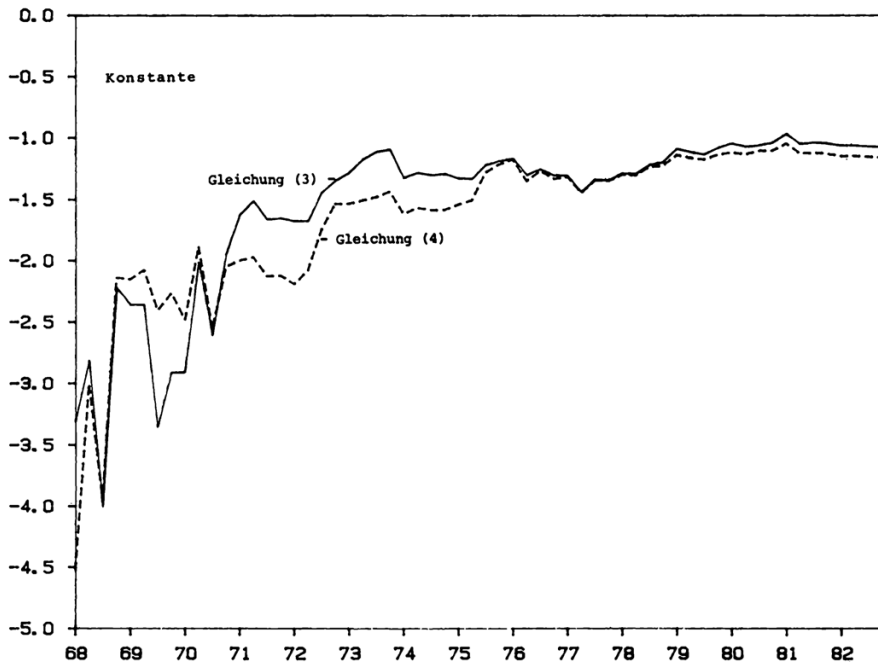
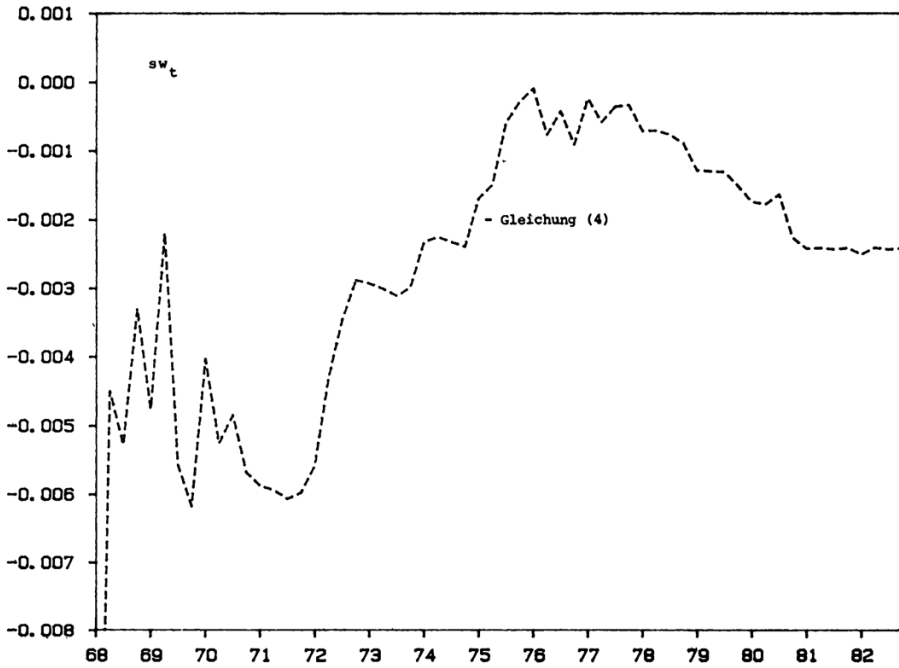


Abb. 2: Entwicklung der Koeffizienten im Zeitverlauf für Variablen.

Starke Abweichungen sind für die Zinskoeffizienten in der ersten Hälfte der Untersuchungsperiode festzustellen. Jedoch ist diese Divergenz auf die Hinzunahme des Swap-Satzes zurückzuführen, der negativ mit dem Zinssatz korreliert ist.

Der Swap-Satz verliert mit Beginn 1972 deutlich an Einfluß und ist für die Zeit 1976 bis 1978 völlig bedeutungslos für die Geldnachfrage. Erst ab 1980 wieder ist ein statistisch signifikanter Einfluß des Swap-Satzes feststellbar.

Deutlich sichtbar ist die negative Kovariation zwischen den Koeffizienten des Einkommens und des Geldmengenterms: Ein fallender Einfluß des Einkommens wird durch einen Anstieg des Koeffizienten in m_{t-1} kompensiert. Tabelle 3 zeigt die Interkorrelationen zwischen den Koeffizienten für beide Gleichungen.

Ausgeprägte negative Korrelationen bestehen zusätzlich zwischen den Koeffizienten des Einkommens mit dem Zinssatz und dem Absolutglied und dementsprechend positive Korrelationen zwischen m_{t-1} und r_t bzw. dem Absolutglied. Das Hinzufügen des Swap-Satzes reduziert die Korrelationen der Zinsvariablen mit den übrigen Koeffizienten. Zinssatz- und Swap-Satz-Koeffizienten sind schwach negativ korreliert.

Aus Abbildung 2 ist nicht ersichtlich, wie es zu den gegensätzlichen Aussagen über die Stabilität beider Funktionen kommt, da für beide Gleichungen die Koeffizienten sehr ähnliche Verläufe zeigen. Wie erwähnt, entwickeln sich die Cusums für beide Gleichungen in die gleiche Richtung. Dies läßt vermuten, daß, ceteris paribus, mit einer Verlängerung des Stichprobenumfangs über 1982.IV hinaus, auch die Cusums für Gleichung (3) den Stabilitätsbereich verlassen dürften.

Tabelle 3: Interkorrelation zwischen den Koeffizienten

| | y_t^r | m_{t-1} | r_t^s | sw_t | Gleichung |
|-----------|---------|-----------|---------|--------|-----------|
| m_{t-1} | -.968 | | | | 3 |
| r_t^s | -.874 | .841 | | | |
| KONST | -1.000 | .965 | .873 | | |
| m_{t-1} | -.924 | | | | 4 |
| r_t^s | -.581 | .339 | | | |
| sw_t | -.269 | .398 | -.329 | | |
| KONST | -1.000 | .917 | .587 | .264 | |

2. Chow-Test auf Strukturkonstanz

Die graphische Darstellung der Cusums läßt einen Bruch in einigen Geldnachfragefunktionen zu Beginn der siebziger Jahre vermuten. Die Suspendierung des Bretton Woods Systems und die starken Währungsunruhen in der Zeit bevor und danach dürften nachhaltig die Geldnachfrage beeinträchtigt haben.

Dieser Verdacht aufgrund der Entwicklung der Cusums kann mit Hilfe des Chow-Tests überprüft werden. Der Chow-Test prüft auf einen, nicht jedoch auf mehrere Strukturbrüche pro Sample¹³.

Weitere mögliche Zeitpunkte, die den Verdacht eines Strukturbruchs nahelegen, wären die Abkehr der Bundesbank von einer liquiditätsorientierten Geldpolitik hin zu einer Steuerung der Zentralbankgeldmenge, die Einführung des Europäischen Währungssystems, verschiedene Ölpreisschocks etc. Da diese Ereignisse nach 1973 eintraten, kann kein zuverlässiger, gewöhnlicher Chow-Test auf Strukturbruch durchgeführt werden, wenn für 1973 bereits ein signifikanter Bruch in der funktionalen Beziehung festzustellen ist.

Um gleichwohl Aufschluß über mögliche weitere Strukturbrüche für die Zeit nach 1973 zu erhalten, wurden alle Gleichungen für den Zeitraum 1974.I bis 1982.II erneut geschätzt und Tests auf Strukturbruch in den Perioden 1977.I und 1979.I durchgeführt. Nur für die nominale Geldnachfrage nach M1 ohne Swap-Satz ist für 1977.I ein Strukturbruch auf dem 10%-Niveau festzustellen. Diese Evidenz läßt vermuten, daß erstens für die Mehrzahl der Gleichungen zwischen 1974.I und 1982.IV keine unterschiedlichen Regime vorliegen und zweitens, daß der Strukturbruchtest für 1973 nicht durch weitere Strukturbrüche in der Folgezeit beeinträchtigt wird.

Tabelle 4 zeigt die Ergebnisse des Chow-Tests, wenn ein Strukturbruch im dritten Quartal 1973 angenommen wird.

Für alle realen Geldnachfrage-Funktionen ist ein Strukturbruch im dritten Quartal 1973 festzustellen, der auf dem 1%-Niveau statistisch signifikant ist. Einzig für die eng definierte nominale Geldnachfrage liegt kein statistisch signifikanter Bruch der funktionalen Beziehung vor.

Mithin indiziert dieser Test eine Instabilität der Geldnachfrage¹⁴.

¹³ Siehe z.B. *Maddala* (1977). Ein verallgemeinerter Test auf Strukturbruch, der auf mehr als einen Shift pro Sample testet, wurde von *Dufour* (1982) vorgestellt.

¹⁴ Tests auf Strukturkonstanz zu anderen Zeitpunkten des Jahres 1973 ergeben gleichfalls empirische F-Werte, die die theoretischen F-Werte auf dem 1%-Niveau überschreiten. Diese F-Werte sind selbstverständlich abhängig voneinander. Es

Tabelle 4: Strukturbruch-Test: 1973.III

| Gleichung | | | F-Wert (Chow-Test) | Signifikanz- Niveau |
|-----------|-----|-----|-----------------------|------------------------|
| real: | M 1 | 1 | 6.072 | 1 % |
| | | 2 | 6.117 | 1 % |
| | | 3 | 5.622 | 1 % |
| | | 4 | 5.571 | 1 % |
| | M 3 | 5 | 7.800 | 1 % |
| | | 6 | 7.126 | 1 % |
| | | 7 | 6.930 | 1 % |
| | | 8 | 6.028 | 1 % |
| nom.: | M 1 | 9* | 1.030 | – |
| | | 10* | 1.256 | – |
| | M 3 | 11 | 3.444 | 1 % |

* Wird für diese Gleichung auf Strukturbruch im Jahre 1975.IV getestet, so ergeben sich *F*-Werte von 2.770 für Gleichung (9) und 2.114 für Gleichung (10). Diese Werte sind signifikant auf dem 5 %-Niveau.

Bemerkenswert an diesem Ergebnis ist, daß auch für Gleichungen signifikante Strukturbrüche ausgewiesen werden, für die die Cusums kein Indiz auf mögliche Instabilität anzeigen. Auch hier kann nicht definitiv entschieden werden, welcher der beiden Tests aussagefähiger ist, so daß keine weitere Kommentierung der Ergebnisse vorgenommen wird.

3. Cusums-Tests für Teilperioden

Die Ergebnisse des Chow-Tests legen es nahe, die Cusums- und Cusums-squared-Tests für verschiedene Subperioden zu berechnen, um insbesondere weitere Erkenntnisse über die Geldnachfrage nach 1973 zu gewinnen.

Hierzu wurde das Sample in folgende Unterperioden aufgeteilt: 1965.I–1972.IV, 1974.I–1982.IV, 1975.I–1982.IV und 1976.I–1982.IV. Für jede Teilperiode wurden die beiden Teststatistiken berechnet; die Ergebnisse sind in Tabelle 5 wiedergegeben.

Für alle Teilperioden bleiben die Cusums-squared stabil. Ebenfalls stabil für alle Gleichungen, mit einer Ausnahme, sind die Cusums für die Teilpe-

besteht eine gewisse Willkür, gerade im 3. Quartal 1973 den Strukturbruch zu vermuten. Hierin spiegelt sich jedoch das fehlende a-priori-Wissen wider, zu welchem Zeitpunkt der Bruch in der Beziehung exakt auftrat. Schließlich ist zu vermuten, daß der Bruch nicht abrupt eintrat, sondern sich über mehrere Quartale erstreckte.

Tabelle 5: Ergebnisse der Cusums- und Cusums-Squared-Tests für unterschiedliche Schätzzeiträume

| Gleichung | | 65.I - 82.IV | | 65.I - 72.IV | | 74.I - 82.IV | | 75.I - 82.IV | | 76.I - 82.IV | |
|-----------|-----|--------------|------|--------------|------|--------------|------|--------------|------|--------------|------|
| | | CS | CSSQ | CS | CSSQ | CS | CSSQ | CS | CSSQ | CS | CSSQ |
| real: | M 1 | i | 10 % | s | s | s | s | s | s | s | s |
| | 2 | i | 5 % | s | s | s | s | s | s | s | s |
| | 3 | s | s | s | s | s | s | i | 5 % | s | s |
| | 4 | i | 5 % | s | s | s | s | s | s | s | s |
| | 5 | s | s | s | s | s | s | s | s | s | s |
| | 6 | s | s | s | s | s | s | s | s | s | s |
| nom.: | 7 | i | 10 % | s | s | s | s | s | s | s | s |
| | 8 | s | s | s | s | i | 10 % | s | s | s | s |
| | 9 | s | s | s | s | i | 5 % | i | 1 % | s | s |
| | 10 | i | 10 % | s | s | s | s | s | s | s | s |
| | 11 | s | s | s | s | s | s | s | s | s | s |
| | M 3 | | | | | | | | | | |

Erklärung: s = stabil
i = instabil, mit Signifikanzniveau
CS = Cusums
CSSQ = Cusums-Squared

rioden 1965.I-1972.IV und 1976.I-1982.IV. Die Instabilität auf dem 10%-Niveau für die nominale Geldnachfrage nach M1 (Gleichung 15) überschreitet erst ab der zweiten Hälfte 1972 die Signifikanzschwelle und kann schon durch den Verfall des Bretton Woods Systems bedingt sein.

Für die restlichen Teilperioden zeigen die Cusums für einige Gleichungen Instabilität an (im Gegensatz hier zum Chow-Test für die Subperioden). Hierbei handelt es sich insbesondere um Gleichungen, die nicht den Swap-Satz beinhalten, also nicht der Auslandsabhängigkeit der Geldnachfrage Rechnung tragen (drei von vier Fällen). Im Gegensatz zu den Ergebnissen für das gesamte Sample wirkt für die Unterperioden nach 1973 der Swap-Satz deutlich positiv auf die Stabilität der Geldnachfrage. Dieses Ergebnis legt es nahe, der Auslandsabhängigkeit der Geldnachfrage stärkere Beachtung zu schenken und eine Spezifikation zu suchen, die dieser Abhängigkeit adäquater, als in dieser Arbeit geschehen, Rechnung trägt.

IV. Zusammenfassung der Ergebnisse

In dieser Arbeit wurden elf Geldnachfragefunktionen für die Bundesrepublik Deutschland für den Zeitraum 1965.I bis 1982.IV auf der Grundlage rekursiver Regressionen auf Stabilität überprüft. Den Verfahren liegt die Annahme konstanter Parameter zugrunde.

Ein Test auf Stabilität setzt voraus, daß die zu testende Funktion nicht fehlspezifiziert ist und den üblichen statistischen Anforderungen genügt. Die Geldnachfragefunktionen, die mit *Hatanakas* effizientem 2-Stufen-Verfahren geschätzt wurden, entsprechen im wesentlichen diesen Kriterien.

Die Stabilitätstests fallen nicht eindeutig aus: Die Annahme konstanter Parameter kann unter Verwendung des Cusums-squared-Test nicht verworfen werden. Informativer ist jedoch der Cusums-Test, der auf normierte Einschritt-Prognosefehler aufbaut. Die Ergebnisse dieses Tests zeigen Instabilitäten für fünf der getesteten elf Funktionen.

Ein Test auf Strukturkonstanz ergibt für die überwiegende Mehrzahl der getesteten Funktionen einen signifikanten Bruch in der Beziehung für das dritte Quartal 1973.

Insgesamt läßt diese Evidenz wenig Raum für die Annahme einer stabilen Geldnachfrage für den gesamten Untersuchungszeitraum. Weitergehende Untersuchungen insbesondere für die Zeit nach 1973 zeigen jedoch, daß für diesen Zeitraum, spätestens jedoch ab 1976.I, alle getesteten Geldnachfragefunktionen stabil sind¹⁵. (Vgl. hierzu auch *Neumann* (1983)).

Somit folgt insbesondere für die geldpolitischen Instanzen, daß Schätzungen der Koeffizienten der Geldnachfrage etwa 1974/75 beginnen sollten. Die Schätzungen weisen nach den hier verwandten Testverfahren stabile Parameter auf (mit den erwähnten Vorbehalten den Tests gegenüber). Die Störungen der Geldnachfrage waren also temporär begrenzt, und seitens der Geldnachfrage ist keine Veranlassung für die Zentralkbank gegeben, ihre geldpolitische Strategie zu ändern und von einer Verstetigung der Geldversorgung Abstand zu nehmen.

Wenn auch für die geldpolitischen Instanzen somit keine Veranlassung besteht, ihre geldpolitische Strategie aufgrund mangelnder Stabilität der Geldnachfrage zu ändern, so empfiehlt es sich jedoch, in bestimmten Abständen die Geldnachfrage erneut zu überprüfen, insbesondere wenn ihre Prognosequalität sich spürbar verschlechtern sollte.

Eine weitere allgemeinere Schlußfolgerung sei erlaubt: Selbst Schätzungen, die den üblichen statistischen Kriterien entsprechen, können einen falschen Eindruck von der Qualität (bzw. Stabilität) der Schätzung erwecken. Deshalb sollten Überprüfungen der Funktionen zum Standard empirischer Forschung werden.

Verglichen mit einem Teil der Schätzergebnisse einer früheren Studie, die bis 1980.IV die Geldnachfrage überprüfte (*Buscher / Schröder* (1982)), ergeben sich für die Gleichungen (1), (2), (4) und (9) unterschiedliche Ergebnisse für die Cusums bzw. Cusums-squared-Tests. In jener Untersuchung deuten die Cusums Stabilität und die Cusums-squared Instabilität an, während hier die Cusums-squared Stabilität, die Cusums jedoch Instabilität ausweisen.

Die Unterschiede in den Cusums-Tests folgen aus der Verlängerung der Untersuchungsperiode um acht Quartale. In beiden Untersuchungen zeigen die Cusums die gleiche Entwicklungstendenz, so daß aus den Unterschieden in den Ergebnissen keine Widersprüche entstehen.

Es bleiben die divergierenden Cusums-squared Ergebnisse. Dieser Test beruht auf normierte Varianzen im Intervall $[0; 1]$. Eine Vermutung, die allerdings noch näher zu untersuchen wäre, besteht in der möglichen größeren Streuung für die gesamte Periode, so daß die Normierung durch die Varianz der Gesamtperiode zu kleineren (numerisch) Werten für die Cusums-squared führt und somit innerhalb der Signifikanzgrenzen verbleiben.

¹⁵ Es sei jedoch darauf verwiesen, daß Schätzungen für die Zeit nach 1973 für M3 deutlich schlechter ausfallen, verglichen mit jenen für die gesamte Periode. Für M3 wäre eine korrekte Spezifikation zu suchen.

Eine andere Interpretation wäre die Annahme, daß für das verlängerte Sample keine Heteroskedastizität mehr vorliegt. Stabile Cusums und instabile Cusums-squared deuten auf unterschiedliche Varianzen im Untersuchungszeitraum hin. Eine detaillierte Analyse und zusätzliche Tests könnten hierüber Aufschluß geben. Inwieweit schließlich die unterschiedlichen Preisindices, in *Buscher / Schröder* auf der Basis 1972 = 100 und in dieser Arbeit auf der Basis 1976 = 100 die Ergebnisse beeinflussen, bliebe zu prüfen.

Abschließend sei zu bedenken gegeben, ob die Annahme konstanter Parameter über einen derart langen Zeitraum angemessen ist. Ergebnisse von Stabilitätstests, die diese Annahme zugunsten stochastischer Parameterschwankungen aufheben, zeigen für den gleichen Untersuchungszeitraum, daß keine Indizien für eine Instabilität vorliegen (vergleiche *Buscher* (1983 a)). Allerdings ändern sich in diesem Falle die wirtschaftspolitischen Implikationen für die Bundesbank.

V. Anhang

Daten

Die in dieser Arbeit verwendeten Daten wurden der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung des *Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung (DIW)*, den Monatsberichten und den Beiheften zu den Monatsberichten der *Deutschen Bundesbank* (DtBB), verschiedene Jahrgänge, und den Gutachten des Sachverständigenrates, verschiedene Jahrgänge, entnommen.

Die Geldmenge M3 stammt aus der Finanzierungsrechnung des DIW.

Alle Daten sind nichtsaisonbereinigte Quartalsdaten.

Es bezeichnen:

| | | |
|---------|--|------|
| y^n | nominales Bruttosozialprodukt, in logs | DIW |
| y^r | reales Bruttosozialprodukt, in logs, 1976 = 100 | DIW |
| y^p | permanentes Einkommen, in logs, 1976 = 100; berechnet nach <i>Darby</i> (1972) | DIW |
| P | Preisindex des Bruttosozialprodukts, in logs, 1976 = 100 | DIW |
| $M 1$ | Geldmenge in der Abgrenzung von $M 1$; logs (Monatsberichte, Tabellenanhang I.2) | DtBB |
| $M 3$ | Geldmenge in der Abgrenzung von $M 3$; logs (= $M 1$ + Termineinlagen inländischer Nichtbanken mit Befristung bis unter vier Jahren + Spareinlagen inländischer Nichtbanken mit gesetzlicher Kündigungsfrist) | DIW |
| $M 1 R$ | reale Geldmenge: $M 1 - P$ | |
| $M 3 R$ | reale Geldmenge: $M 3 - P$ | |

| | | |
|-----------------|--|------|
| r^s | kurzfristiger Nominalzinssatz (Monatsberichte, V.5, Tabellenanhang) | DtBB |
| | Dreimonatsgeld-Satz in Frankfurt | |
| r^l | langfristiger Nominalzinssatz (Monatsberichte, IV.6, Tabellenanhang) | DtBB |
| | Emissionsrenditen tarifbesteuert festverzinslicher Wertpapiere, insgesamt | |
| sw | Swap-Satz, US-\$/DM am freien Markt für Kontrakte mit 3-monatiger Laufzeit (Monatsberichte, V.8, Tabellenanhang) | DtBB |
| π_t | Inflationsrate: $P_t - P_{t-1}$ | |
| t | Zeitindex | |
| $\sigma(\pi)_t$ | Preisunsicherheitsvariable, berechnet als Querschnittsmaß. Der Index der Erzeugerpreise gewerblicher Produkte (Inlandsabsatz), (SVR, Tabellenanhang) diente als Grundlage zur Berechnung. | SVR |
| | Verwendet wurden die Preisindices für Bergbauliche Erzeugnisse Elektrischer Strom etc., Grundstoff- und Produktionsgütergewerbe, Investitionsgüter, Verbrauchsgüter, Nahrungs- und Genußmittelgewerbe, Fertigerzeugnisse. Für jede Reihe wurde die Inflationsrate als $P'_t - P'_{t-1}$ ermittelt ($P' = \log$ des Index) und für den Zeitpunkt t wurde die Standardabweichung in den acht Reihen berechnet. Der logarithmierte Wert, eine Periode verzögert, dient als erwartete Preisunsicherheit für die Periode t . | |

Als Instrumente für die Schätzungen wurden verwandt:

| | |
|---|----------------------------|
| Exporte, real, 1976 = 100 | DIW |
| Exporte, nominal | DIW |
| Diskontsatz | DtBB |
| erweiterte monetäre Basis | DIW, Finanzierungsrechnung |
| zeitlich verzögerte Werte der Zinsvariablen | |
| $r^i_{t-i}, i = 2, 3, \dots$ | |

Literaturverzeichnis

Akhtar, M. A. / Putnam, B. H., (1980): Money Demand and Foreign Exchange Risk: The German Case, 1972-1976; Journal of Finance, 35, 787-794. – Arango, S. / Nadiri, M. I., (1981): Demand for Money in Open Economies; Journal of Monetary Economics, 7, 69-93. – Boughton, J. M., (1980): Recent Instability of the Demand for Money: An International Perspective; Southern Economic Journal, 47, 579-597. – Brown, R. L. / Durbin, J. / Evans, J. M., (1975): Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time; Journal of the Royal Statistical Society, Ser. B, 37, 149-163. – Buscher, H. S., (1983a): The Stability of the West German Demand for Money, 1965 to 1982; Paper presented at the European Meeting of the Econometric Society, Pisa, Italy, 1983. – Buscher, H. S., (1983b): Prognosequalität alternativer Geldnachfragefunktionen für die Bundesrepublik Deutschland, 1981 bis 1982; Diskussionsarbeit Nr. 3/1983, Freie Universität Berlin, FB Wirtschaftswissenschaft, Institut für Ange-

wandte Statistik. – *Buscher, H. S. / Schröder, W.*, (1983): Instabilität der Geldhaltung stellt Geldmengenregel in Frage; *Wirtschaftsdienst (HWWA)* 63, Nr. 6, 309-312. – *Buscher, H. S. / Schröder, W.*, (1982): Stabilität und Prognosequalität alternativer Geldnachfragefunktionen für die Bundesrepublik Deutschland, 1965-1982; paper presented at the 2nd meeting of the Conference on Money, Banking and Insurance, Karlsruhe, 1982 (Dec.). – *Cameron, N.*, (1979): The Stability of Canadian Demand for Money Functions 1954-75; *Canadian Journal of Economics*, 12, 258-281. – *Carr, J. / Darby, M. R.* (1981): The Role of Money Supply Shocks in the Short Run Demand for Money; *Journal of Monetary Economics*, 8, 183-199. – *Cooley, T. F. / Prescott, E. C.*, (1973): An Adaptive Regression Model; *International Economic Review*, 14, 364-371. – *Cooley, T. F. / Prescott, E. C.*, (1976): Estimation in the Presence of Stochastic Parameter Variation; *Econometrica*, 44, 167-184. – *Darby, M. R.*, (1972): Allocation of Transitory Income among Consumer Assets; *American Economic Review*, 62, 928-941. – *den Butter, F. A. G. / Fase, M. M. G.*, (1981): The Demand for Money in EEC Countries; *Journal of Monetary Economics* 8, 201-230. – *Dufour, J. M.*, (1982a): Generalized Chow-Tests for Structural Change: A Coordinate-Free Approach; *International Economic Review*, 23, 565-575. – *Dufour, J. M.*, (1982b): Recursive Stability Analysis of Linear Regression Relationships: An Exploratory Methodology; *Journal of Econometrics*, 19, 31-76. – *Hatanaka, M.*, (1974): An Efficient Two-Step Estimator for the Dynamic Adjustment Model with Autoregressive Errors; *Journal of Econometrics*, 2, 199-220. – *Judd, J. P. / Scadding, J. L.*, (1982): The Search for a Stable Money Demand Function; *Journal of Economic Literature*, 20, 993-1023. – *Klein, B.*, (1975): Our New Monetary Standard: The Measurement and Effects of Price Uncertainty, 1880-1973; *Economic Inquiry*, 13, 461-484. – *Klein, B.*, (1976): The Social Costs of the Recent Inflation: The Mirage of Steady 'Anticipated' Inflation; in: *Brunner, K. / Meltzer, A.* (eds.), (1976), *Institutional Arrangements and the Inflation Problem*, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 13, North-Holland, Amsterdam, 185-212. – *Maddala, G. S.*, (1977): *Econometrics*, McGraw Hill, Tokyo. – *Neumann, M. J. M.*, (1983): Stabilität von Geldnachfrage und Geldpolitik; *Wirtschaftsdienst (HWWA)*, 63, Nr. 8, 415-420. – *Ram* (1981) – *Schröder, W.*, (1983): Ist die Geldnachfragefunktion in der Bundesrepublik Deutschland hinreichend stabil, um eine potentialorientierte Geldmengenpolitik zu rechtfertigen; in: *Hamburger Jahrbuch für Wirtschafts- und Gesellschaftspolitik*, 28. Jahrgang, 73-88.

Zusammenfassung

Zur Stabilität der Geldnachfrage Eine empirische Betrachtung

In dieser Arbeit werden elf Geldnachfragefunktionen für die Bundesrepublik Deutschland für den Zeitraum 1965.I bis 1982.IV auf Stabilität getestet. Den Testverfahren – Cusums und Cusums-squared Techniken – liegt die Annahme konstanter Parameter zugrunde. Zusätzlich zu diesen Verfahren wurde ein Test auf Konstanz der Varianz des Störprozesses auf der Grundlage gleitender Regressionen und ein gewöhnlicher Chow-Test auf Strukturbruch im Jahre 1973 durchgeführt.

Die Ergebnisse dieser Tests erlauben keine eindeutigen Schlußfolgerungen über die Stabilität der Geldnachfrage. Die Testergebnisse führen zu gegensätzlichen Aussa-

gen. Da jedoch für alle Testverfahren die statistischen Annahmen für ihre Anwendung verletzt sind, läßt sich nicht entscheiden, welcher Test die am „wenigsten bedenklichen“ Ergebnisse liefert, so daß alle Aussagen dieser Arbeit zurückhaltend interpretiert werden sollten. Allerdings scheint das folgende Ergebnis vertretbar zu sein: Zu Beginn der siebziger Jahre erfolgte ein struktureller Bruch in der Geldnachfrage, so daß Schätzungen über den gesamten Zeitraum zu wenig zuverlässigen Ergebnissen führen können. Insbesondere für wirtschaftspolitische Zielsetzungen sollten die Schätzungen ab Mitte der siebziger Jahre beginnen. Hier tritt jedoch das Problem auf, daß eine korrekte Spezifikation für die Geldnachfrage in der Abgrenzung von M3 zu suchen ist.

Summary

To the Stability of the Demand for Money An Empirical Consideration

In this paper eleven alternative specifications of a demand for money function have been investigated for the period 1965.I to 1982.IV. The main purpose of the paper was testing of stability under the assumption of constant parameters over time, applying Cusums and Cusums squared test procedures. Additionally to these tests a standard Chow-test for structural break in 1973 and a test of homoscedasticity, based on moving regression, have been applied.

The results of these tests do not allow clear-cut conclusions about the stability of the West German demand for money. This may partly be due to the violation of the statistical assumptions underlying these test procedures, so that it is difficult to decide which of the results are the least unreliable ones. Therefore, all conclusions drawn in the paper should be interpreted with caution. Nevertheless, it seems possible to single out the following result: In the beginning of the seventies there occurred a structural break in the relationship of the demand for money. Estimating over the whole sample period, therefore, may lead to wrong parameter estimates. This is important for policy purposes, so that estimation of the demand for money should start after 1975. But then there is an additional problem: one has to find a proper specification of the demand for money in terms of M3.

Résumé

La stabilité de la demande de monnaie Une considération empirique

Dans le présent travail, on teste la stabilité d'onze fonctions de demande monétaire pour la République Fédérale d'Allemagne pour la période allant de 1965 I à 1982 IV. Les procédés de tests – les techniques Cusums et Cusums-squared – reposent sur l'hypothèse de paramètres constants. En plus de ces procédés, on testa la constance de la variante du processus perturbateur sur la base de régressions continues. Un test ordinaire de *Chow* sur la rupture de structure fut également poursuivi en 1973.

Les résultats de ces tests ne permettent pas de tirer des conclusions évidentes sur la stabilité de la demande de monnaie. Ils mènent à des affirmations contraires. Comme cependant l'application de tous les tests ne respecte pas les conditions statistiques, il est impossible de déterminer lequel des tests fournit les résultats les moins douteux. C'est pourquoi, il faut interpréter avec réserve toutes les affirmations de ce travail. Le résultat suivant paraît cependant soutenable: au début des années 70, la demande de monnaie connut une rupture structurelle de telle sorte que des estimations couvrant la période totale ne peuvent mener qu'à des résultats peu fiables. Les estimations devraient débiter à partir des années 70 particulièrement aux fins de politique économique. Un problème se pose cependant: celui de chercher une spécification correcte pour la demande de monnaie M3.