

## Modellierung einer stabilen Geldnachfragefunktion für Deutschlands $M2^*$

Von Martin T. Bohl, Gießen

### I. Problemstellung

Deutsche Geldnachfragefunktionen zählen seit vielen Jahren zu den bevorzugten Untersuchungsobjekten in der quantitativen Wirtschaftsforschung. Während die Studien der siebziger und achtziger Jahre von der berühmten Goldfeld-Spezifikation (Goldfeld, 1973, 1976) dominiert wurden, haben mit Beginn der neunziger Jahre Kointegrationsansätze und Fehlerkorrekturmodelle die traditionellen Formulierungen von Geldnachfragefunktionen verdrängt.<sup>1</sup> Sowohl die Untersuchungen zur Goldfeld-Funktion als auch die jüngst erschienenen Arbeiten auf der Basis des modernen ökonometrischen Vorgehens konzentrieren sich auf die Geldmengenaggregate  $M1$  sowie  $M3$  und lassen die Geldmenge  $M2$  außer acht. Ein Grund dafür mag in der geldpolitischen Bedeutung der Geldmenge  $M3$  liegen, ein anderes Motiv könnten Schwierigkeiten bei der Modellierung einer ökonomisch plausibel interpretierbaren Geldnachfragefunktion für das Aggregat  $M2$  sein. So stellt beispielsweise Buscher (1984, S. 265) explizit fest: „...it was impossible to obtain reliable estimates of the demand for money in terms of  $M2$  which are consistent with economic theory.“

---

\* Die vorliegende Arbeit ist die gekürzte Version eines Vortrags, der am 16. Oktober 1997 im Rahmen eines Workshops der Deutschen Bundesbank gehalten wurde. Zudem wurde der Artikel in modifizierter Form auf der Pfingsttagung 1998 der Deutschen Statistischen Gesellschaft präsentiert. Den Teilnehmern bin ich für zahlreiche Anregungen und kritische Kommentare sehr zu Dank verpflichtet. Des weiteren danke ich einem anonymen Gutachter für wertvolle Hinweise und Anregungen. Gleichwohl gehen verbleibende Mängel vollständig zu meinen Lasten.

<sup>1</sup> Überblicksdarstellungen zu den Studien mit der Goldfeld-Spezifikation als Grundlage finden sich in *Deutsche Bundesbank* (1985) und *Neumann/von Hagen* (1987). Zu den jüngeren Analysen zählen u.a. *Falk/Funke* (1995), *Hansen/Kim* (1995), *Hoffman/Rasche/Tieslau* (1995), *Issing/Tödter* (1995) und *Clostermann/Scharnagl/Seitz* (1997).

Die vorliegende Arbeit widmet sich ausschließlich der Geldnachfrage nach  $M2$  und zeigt, daß für die Schwierigkeiten zur Modellierung einer stabilen Geldnachfragefunktion die Verwendung saisonbereinigter Zeitreihen verantwortlich ist und daß sich durch eine adäquate Behandlung saisonaler Schwankungen eine stabile Geldnachfragefunktion mit ökonomisch plausibel interpretierbaren Koeffizienten spezifizieren läßt. Anstatt die in saisonalen Fluktuationen enthaltenen Informationen durch eine saisonale Bereinigung der Zeitreihen herauszufiltern und damit auf deren Informationsgehalt zu verzichten, werden Saisonschwankungen gewinnbringend zur Modellierung einer Geldnachfragefunktion für die Geldmenge  $M2$  ausgebeutet.<sup>2</sup>

Um einen zuverlässigen Vergleich der Auswirkungen von saisonbereinigten und nichtsaisonbereinigten Zeitreihen sicherzustellen, werden für die Analyse bereinigter und unbereinigter Zeitreihen zwar unterschiedliche, aber stark verwandte Verfahren herangezogen. Für die bereinigten Zeitreihen kommen die bekannten Dickey-Fuller-Tests (*Dickey/Fuller*, 1979, 1981) und das Kointegrationsverfahren von *Engle/Granger* (1987) in Einsatz. Die saisonbehafteten, aber unbereinigten Zeitreihen werden mit den saisonalen Einheitswurzeltests von *Hylleberg/Engle/Granger/Yoo* (1990) und dem Verfahren saisonaler Kointegration von *Engle/Granger/Hylleberg/Lee* (1993) untersucht.<sup>3</sup> Die letztgenannten Verfahren sind eine Generalisierung der zuvor genannten Ansätze, so daß diese methodische Basis eine zuverlässige Grundlage für den Vergleich der Auswirkungen von saisonbereinigten und unbereinigten Zeitreihen auf die Modellierung einer Geldnachfragefunktion für die Geldmenge  $M2$  bietet.

---

<sup>2</sup> Die Diskussion zu den Problemen der Verwendung saisonbereinigter Daten ist hinreichend bekannt, so daß an dieser Stelle ein kurzer Verweis auf die etablierte Literatur genügt. Den Aspekt des Informationsverlustes untersuchen u. a. *Miron/Zeldes* (1988), *Barsky/Miron* (1989) und *Beaulieu/Miron* (1992). Zu den unerwünschten Effekten können ferner inkorrekte Inferenzaussagen im Hinblick auf die Beziehung zwischen Variablen (*Wallis*, 1974; *Bell/Hillmer*, 1984; *Ghysels*, 1988), ein erheblicher Machtverlust für Einheitswurzeltests (*Ghysels/Perron*, 1993; *Jaeger/Kunst*, 1990) und Scheinzusammenhänge im Rahmen von Kointegrationsuntersuchungen (*Ghysels/Granger/Siklos*, 1996; *Wells*, 1997) gehören.

<sup>3</sup> Meist werden diese Verfahren zur Untersuchung der Konsumfunktion eingesetzt (*Lee/Siklos*, 1993; *Bohl*, 1996; *Reimers*, 1997), während Anwendungen auf andere Fragestellungen zur Ausnahme zählen. *Bohl/Sell* (1998) analysieren mit saisonalen Integrations- und Kointegrationstests die deutsche reale Bargeldhaltung, und *Bohl* (1999) untersucht die Geldnachfrage von  $M2$ . Im Unterschied zum vorliegenden Artikel wird in der letztgenannten Arbeit einer anderen Fragestellung nachgegangen, eine andere Technik zur saisonalen und nichtsaisonalen Kointegration verwendet, eine andere Geldnachfragefunktion zugrunde gelegt und eine andere Sensitivitätsanalyse durchgeführt.

## II. Geldnachfragefunktion und empirische Ergebnisse

Der empirischen Untersuchung liegt eine Geldnachfragefunktion vom Baumol-Tobin-Typ zugrunde, die um erwartete Wechselkursänderungen als zusätzliche erklärende Variable erweitert wird, um der Offenheit der deutschen Volkswirtschaft Rechnung zu tragen. Dementsprechend ist die reale Kassenhaltung  $m2_t$  vom realen Transaktionsvolumen  $y_t$ , dem inländischen Nominalzins  $i_t$  und der erwarteten Wechselkursänderung  $ex_t$  abhängig:

$$(1) \quad m2_t = m2(y_t, i_t, ex_t).$$

Für den Parameter der Skalenvariable ist ein positives Vorzeichen und für die Koeffizienten der beiden Opportunitätskostenvariablen sind negative Vorzeichen zu erwarten. Es werden saisonbereinigte und unbereinigte Quartalszeitreihen der nominalen Geldmenge  $M2$ , des Bruttoinlandsproduktsdeflators zur Deflationierung von  $M2$  und des realen Bruttoinlandsprodukts für die Periode von 1960:1 bis 1996:4 verwandt, wobei sich die Zeitreihen ab Mitte 1990 auf Gesamtdeutschland beziehen. Ferner liegen der empirischen Untersuchung mit der Umlaufrendite festverzinslicher Wertpapiere ein langfristiger Nominalzins und mit dem Dreimonats-DM-US-Dollar-Swapsatz eine beobachtbare Marktgröße für die erwartete Wechselkursänderung zugrunde. Mit Ausnahme des Swapsatzes sind alle Variablen logarithmiert.<sup>4</sup>

Zunächst werden die saisonbereinigten Zeitreihen der realen Geldhaltung  $M2$  ( $m2s_t$ ) und des realen Bruttoinlandsprodukts ( $ys_t$ ) sowie die (unbereinigten) Zeitreihen des langfristigen Zinses ( $i_t$ ) und des Swapsatzes ( $ex_t$ ) mit Hilfe der gewöhnlichen Dickey-Fuller-Tests auf die Existenz einer Einheitswurzel zur langfristigen Frequenz null untersucht. Um einen Einblick in die Sensitivität der Resultate gegenüber der Spezifikation der deterministischen Komponente ( $D_t$ ) und der Wahl des Stützbereichs zu erhalten, sind in Tabelle 1 die Testergebnisse mit konstantem Term ( $I$ ) und Trend ( $TR$ ) sowie mit konstantem Term und ohne Trend jeweils für die Perioden von 1960:1 bis 1996:4 sowie von 1975:1 bis 1996:4 aufgeführt. Die Anzahl der autoregressiven Verzögerungen ( $L$ ) werden nach dem Verfahren von Hall (1994) festgelegt.

Wie ein Blick auf die Spalte der  $t$ -Statistiken ( $t^{DF}$ ) verdeutlicht, kann nur mit einer einzigen Ausnahme die Nullhypothese der Existenz einer

---

<sup>4</sup> Der Datenanhang informiert detailliert über die Konstruktion der verwendeten Zeitreihen und deren Herkunft.



Einheitswurzel nicht abgelehnt werden. Ferner ist das Resultat der Existenz einer Einheitswurzel zur Frequenz null für die vier untersuchten Zeitreihen robust sowohl gegenüber der Spezifikation der deterministischen Komponente als auch gegenüber der Wahl des Stützbereichs. Resümierend wird daher auf der Basis der Ergebnisse der Dickey-Fuller-Tests von der Existenz einer Einheitswurzel zur langfristigen Frequenz für die Zeitreihen  $m2_t$ ,  $ys_t$ ,  $i_t$  und  $ex_t$  ausgegangen.

Tabelle 2 enthält die Resultate der saisonalen Einheitswurzeltests von *Hylleberg/Engle/Granger/Yoo* (1990) für die unbereinigte Zeitreihe der realen Geldmenge  $M2$  ( $m2_t$ ) und derjenigen des realen Bruttoinlandsprodukts ( $y_t$ ),<sup>5</sup> wobei wiederum die Festlegung der autoregressiven Verzögerungen nach Halls Vorschlag erfolgt und Ergebnisse für unterschiedliche Spezifikationen der deterministischen Komponente sowie unterschiedliche Stützbereiche vorliegen. Für beide Zeitreihen kann auf die Existenz von Einheitswurzeln zur langfristigen, zur zweijährigen und zur jährigen Frequenz geschlossen werden, da die Nullhypothesen überwiegend nicht ablehnbar sind. Lediglich für das reale Bruttoinlandsprodukt im verkürzten Stützbereich 1975 - 96 haben die Tests auf der Basis der Regression mit Saisonindikatorvariablen Schwierigkeiten, saisonale Einheitswurzeln von einem deterministischen Saisonmuster zu separieren. Von dieser Ausnahme abgesehen, kann auf der Grundlage der empirischen Ergebnisse in Tabelle 2 von der Existenz einer Einheitswurzel zur langfristigen Frequenz und zu den beiden saisonalen Frequenzen für die unbereinigten Zeitreihen  $m2_t$  und  $y_t$  geschlossen werden.

Die Existenz saisonaler Einheitswurzeln in den Zeitreihen der Realkassenhaltung von  $M2$  und dem realen Bruttoinlandsprodukt impliziert, daß durch die Verwendung saisonbereinigter Zeitreihen interessante Zeitheneigenschaften und die darin enthaltenen Informationen verlorengehen. Darüber hinaus würde die Modellierung der Saisonfigur mit Hilfe von Saisonindikatorvariablen und die damit einhergehende Unterstellung deterministischer saisonaler Instationariät eine Fehlspezifikation bedeuten, da von saisonaler stochastischer Saisonalität ausgegangen werden muß. Ferner ist vor dem Hintergrund der Existenz saisonaler Einheitswurzeln die Aufnahme von Saisonindikatorvariablen in die Kointegrationsregression des zweistufigen Engle-Granger-Ansatzes dem Vorwurf ausgesetzt, daß die geschätzten Parameter des Kointegrationsvektors nach den Ergebnissen von *Engle/Granger/Hallman* (1989) die

---

<sup>5</sup> Da stochastische saisonale Instationaritäten typischerweise kein Charakteristikum von Zins- und Swapsatzzeitreihen sind, wird auf eine entsprechende Untersuchung verzichtet.

Tabelle 1: Ergebnisse der Dickey-Fuller-Tests

Zeitreihe	Periode	$D_t$	$t^{DF}$	$L$
$m2s_t$	1960 - 96	<i>I, TR</i>	-3,241	4
		<i>I</i>	-0,841	2
	1975 - 96	<i>I, TR</i>	-2,662	6
		<i>I</i>	-0,297	0
$ys_t$	1960 - 96	<i>I, TR</i>	-2,540	4
		<i>I</i>	-0,944	4
	1975 - 96	<i>I, TR</i>	-2,213	4
		<i>I</i>	-0,228	4
$i_t$	1960 - 96	<i>I, TR</i>	-3,285	3
		<i>I</i>	-2,727	1
	1975 - 96	<i>I, TR</i>	-3,078	3
		<i>I</i>	-2,918*	3
$ex_t$	1960 - 96	<i>I, TR</i>	-2,718	5
		<i>I</i>	-2,717	5
	1975 - 96	<i>I, TR</i>	-2,677	5
		<i>I</i>	-2,047	5

$m2s_t$  repräsentiert die saisonbereinigte Zeitreihe der logarithmierten realen Geldhaltung von *M2*,  $ys_t$  diejenige des realen Bruttoinlandsprodukts,  $i_t$  die logarithmierte Zeitreihe des langfristigen Zinssatzes und  $ex_t$  die nichtlogarithmierte Zeitreihe des Swapsatzes.  $t^{DF}$  stellt die  $t$ -Statistik des Parameters  $\beta$  aus der Regression  $\Delta x_t = \gamma D_t + \beta x_{t-1} + \sum_{i=1}^n \lambda_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t$  dar, wobei  $\Delta$  die erste nichtsaisonale Differenz und  $D_t$  die deterministische Komponente bestehend aus linearem Trend *TR* und/oder konstantem Term *I* bezeichnet.  $L$  repräsentiert die längste autoregressive Verzögerung  $n$  mit einem statistisch signifikant von Null verschiedenen Koeffizienten zum fünfprozentigen Niveau ausgehend von der Lag-Länge  $n = 8$  (Hall, 1994). Der Stern \* kennzeichnet eine signifikante Teststatistik zum fünfprozentigen Niveau nach Maßgabe der kritischen Werte von MacKinnon (1991).

Konsistenz eigenschaft verlieren. Aus diesen Gründen empfiehlt sich für die Analyse der unbereinigten Zeitreihen ein Verfahren saisonaler Kointegration.

Zwischen Zeitreihen, die Einheitswurzeln zu den jeweiligen Frequenzen aufweisen, können auch Kointegrationsbeziehungen zu eben diesen

Tabelle 2: Ergebnisse der saisonalen Einheitswurzeltests

Zeitreihe	Periode	$D_t$	$t_1$	$t_2$	$F_{34}$	$F_{234}$	$F_{1234}$	$L$
$m2_t$	1960 - 96	$I, TR$	-2,773	-1,593	4,085	3,618	5,145	9
		$SD$						
	1975 - 96	$I, TR$	-2,943	-1,728	1,720	2,152	3,995	9
		$SD$						
$y_t$	1960 - 96	$I, TR$	-2,493	-1,859	2,806	2,999	3,897	5
		$SD$						
	1975 - 96	$I, TR$	-1,719	-4,178*	56,938*	70,823*	53,687*	0
		$SD$						
		$I, TR$	-2,129	-1,031	0,690	0,805	1,780	5

$m2_t$  repräsentiert die nichtsaisonbereinigte Zeitreihe der logarithmierten realen Geldhaltung von  $M2$  und  $y_t$  diejenige des realen Bruttoinlandsprodukts. Die  $t$ - und  $F$ -Statistiken basieren auf der Regression  $\Delta_4 x_t = \gamma D_t + \pi_1 Z_1 x_{t-1} + \pi_2 Z_2 x_{t-1} + \pi_3 Z_3 x_{t-2} + \pi_4 Z_3 x_{t-1} + \sum_{i=1}^n \phi_i \Delta_4 x_{t-i} + \varepsilon_t$ , wobei  $\Delta_4$  die erste saisonale Differenz bezeichnet und die deterministische Komponente  $D_t$  drei Saisonindikatorvariablen  $SD$ , einen linearen Trend  $TR$  und einen konstanten Term  $I$  enthalten kann. Die  $Z$ -Filter sind durch  $Z_1 = (1 + B + B^2 + B^3)$ ,  $Z_2 = -(1 - B + B^2 - B^3)$  und  $Z_3 = -(1 - B^2)$  definiert.  $L$  repräsentiert die längste autoregressive Verzögerung  $n$  mit einem statistisch signifikant von Null verschiedenen Koeffizienten zum fünfprozentigen Niveau ausgehend von der Lag-Länge  $n = 12$  (Hall, 1994). Der Stern \* kennzeichnet eine signifikante Teststatistik zum fünfprozentigen Niveau nach Maßgabe der kritischen Werte aus *Hylleberg/Engle/Granger/Yoo* (1990) und *Ghysels/Lee/Noh* (1994).

Frequenzen vorliegen. Es besteht daher die Möglichkeit, daß zur langfristigen Frequenz null kointegrierende Beziehungen zwischen der saisonbereinigten Zeitreihe der realen Geldhaltung  $M2$ , der bereinigten Zeitreihe des realen Bruttoinlandsprodukts, dem langfristigen Zinssatz und dem Swapsatz vorliegen. Im Fall der beiden nichtsaisonbereinigten Zeitreihen können Kointegrationsbeziehungen zur langfristigen Frequenz und zu den beiden saisonalen Frequenzen existieren.



Um einen Einblick in die Kointegrationsbeziehungen zwischen den saisonbereinigten Zeitreihen einerseits und den nichtsaisonbereinigten Zeitreihen andererseits zu erhalten, aber gleichzeitig die direkte Vergleichbarkeit der Resultate sicherzustellen, werden zunächst lediglich die saisonbereinigten Zeitreihen der realen Geldmenge von M2 und des realen Bruttoinlandsprodukts mit dem Verfahren von *Engle/Granger* (1987) untersucht. Nominalzins und Swapsatz werden in der Kointegrationsanalyse nicht berücksichtigt.<sup>6</sup> Die Resultate sind in Teil A der Tabelle 3 enthalten, wobei obiger Tradition folgend zusätzlich die Sensitivität der Ergebnisse gegenüber der Spezifikation der deterministischen Komponente und des Stützbereichs untersucht wird. Die Werte der geschätzten Einkommenselastizität  $\hat{\alpha}_1$  variieren nach Wahl der deterministischen Komponente und des Stützbereichs, sind aber in allen Fällen von plausibler Größenordnung und auch vorzeichenkorrekt. Ferner kann unabhängig vom Aussehen der deterministischen Komponente und des Stützbereichs die Nullhypothese der Nichtkointegration zwischen  $m2s_t$  und  $ys_t$  durch sämtliche Teststatistiken  $t^{DF'}$  für die Verzögerungen von 0 bis 4 nicht abgelehnt werden. Die Nichtverwerfbarkeit der Nullhypothese der Nichtkointegration ist als Evidenz für eine instabile langfristige Geldnachfragefunktion für M2 interpretierbar; es besteht nach den vorliegenden Resultaten zwischen der Realkassenhaltung von M2 und der Skalenvariable kein langfristig stabiler Zusammenhang.

Teil B in Tabelle 3 gibt Auskunft über die Resultate zur saisonalen Kointegrationsuntersuchung mit dem Verfahren von *Engle/Granger/Hylleberg/Lee* (1993). Die Analyse der Kointegrationsbeziehung zur langfristigen Frequenz zeigt zunächst, daß sich die Werte der Einkommenselastizitäten  $\hat{\alpha}_{1,1}$  nicht substantiell von denjenigen unterscheiden, die auf der Grundlage der saisonbereinigten Zeitreihen in Teil A resultierten. Damit hat in der vorliegenden Untersuchung die Verwendung saisonbereinigter Daten keine bedeutenden Auswirkungen auf die Höhe der geschätzten Koeffizienten der Geldnachfragefunktion von M2.

Im Unterschied zu den Ergebnissen im Teil A von Tabelle 3 ergeben sich allerdings mit Blick auf die Kointegrationsteststatistiken  $t_1'$  Anzeichen auf die Ablehnung der Nullhypothese der Nichtkointegration, so

---

<sup>6</sup> Neben dem Argument der Vergleichbarkeit läßt sich die Abstraktion von inländischem Zinssatz und Swapsatz auch dadurch rechtfertigen, daß die Regressionsresultate mit diesen beiden Variablen – hier aus Platzgründen nicht dokumentiert – zu inkorrekten Vorzeichen für die Parameter der Opportunitätskostenvariablen und keinen grundlegend anderen Ergebnissen bezüglich der Kointegrationstests führten.

**Tabelle 3: Resultate der Kointegrationstests zur langfristigen Frequenz und zu den saisonalen Frequenzen**

Teil A: Resultate für die saisonbereinigten Zeitreihen $m2s_t$ und $ys_t$							
$t^{DF'}$							
Periode	$D_t$	$\hat{\alpha}_1$	0	1	2	3	4
1960 - 96	<i>I, TR</i>	0,894	-2,511	-2,627	-2,468	-3,021	-3,710
	<i>I</i>	1,474	-3,016	-2,952	-2,334	-2,562	-3,306
1975 - 96	<i>I, TR</i>	1,325	-1,984	-1,835	-2,156	-2,710	-3,114
	<i>I</i>	1,685	-2,117	-1,964	-2,154	-2,659	-3,394

  

Teil B: Resultate für die nichtsaisonbereinigten Zeitreihen $m2_t$ und $y_t$							
$t_1'$							
Periode	$D_t$	$\hat{\alpha}_{1,1}$	0	1	2	3	4
1960 - 96	<i>I, TR</i>	0,955	-1,656	-3,489	-4,138*	-4,228*	-3,311
	<i>I</i>	1,488	-2,112	-2,870	-3,507*	-3,912*	-3,317
1975 - 96	<i>I, TR</i>	1,377	-0,586	-2,507	-3,632	-4,288*	-2,244
	<i>I</i>	1,715	-0,778	-2,497	-3,522*	-4,206*	-2,188

  

$t_2'$							
Periode	$D_t$	$\hat{\alpha}_{2,1}$	0	1	2	3	4
1960 - 96	<i>I, SD</i>	0,753	-10,850*	-3,778*	-4,206*	-5,164*	-3,653*
	<i>I</i>	1,035	-10,194*	-4,071*	-4,966*	-5,799*	-4,014*
1975 - 96	<i>I, SD</i>	0,501	-10,518*	-3,455*	-3,508*	-4,779*	-3,911*
	<i>I</i>	0,861	-8,326*	-3,259	-3,963*	-4,957*	-3,411

daß die Resultate für die nichtsaisonbereinigten Zeitreihen zur Frage nach der Existenz einer Kointegrationsbeziehung zur langfristigen Frequenz zumindest gemischt sind. Die Teststatistiken zur Untersuchung kointegrierender Beziehungen zu den beiden saisonalen Frequenzen mit Hilfe der Teststatistiken  $t_2'$  und  $F_{34}'$  lehnen mit nur zwei Ausnahmen die Nullhypothese der Nichtkointegration ab, so daß sehr deutliche Indizien



**Tabelle 3: Resultate der Kointegrationstests zur langfristigen Frequenz und zu den saisonalen Frequenzen (Fortsetzung)**

		$F_{34}'$						
Teil B: Resultate für die nichtsaisonbereinigten Zeitreihen $m2_t$ und $y_t$								
Periode	$D_t$	$\hat{\alpha}_{3,1}$	$\hat{\alpha}_{3,2}$	0	1	2	3	4
1960 - 96	$I, SD$	0,364	0,038	244,524*	25,032*	25,993*	21,204*	19,405*
	$I$	0,280	0,105	250,361*	24,364*	23,524*	18,552*	18,237*
1975 - 96	$I, SD$	0,578	0,226	104,888*	14,362*	15,014*	12,431*	11,132*
	$I$	0,397	0,200	128,873*	15,096*	14,589*	11,710*	11,793*

$\hat{\alpha}_1$  bezeichnet den geschätzten Kointegrationsparameter aus der KQ-Regression mit den saisonbereinigten Zeitreihen  $m2s_t = \gamma D_t + \alpha_1 y s_t + u s_t$  und  $t^{DF'}$  die  $t$ -Statistik der Dickey-Fuller-Tests für die geschätzten Residuen  $\hat{u}_s$  mit 0 bis 4 autoregressiven Verzögerungen. Den Kointegrationstests zur Untersuchung der langfristigen Frequenz für die nichtsaisonbereinigten Zeitreihen liegt die Regression  $m2_{1,t} = \gamma D_t + \alpha_{1,1} y_{1,t} + u_t$  mit  $m2_{1,t} = (1 + B + B^2 + B^3)m2_t$  und  $y_{1,t} = (1 + B + B^2 + B^3)y_t$  zugrunde. Zur Untersuchung der zweijährigen Frequenz wird  $m2_{2,t} = \gamma D_t + \alpha_{2,1} y_{2,t} + v_t$  mit  $m2_{2,t} = -(1 - B + B^2 - B^3)m2_t$  und  $y_{2,t} = -(1 - B + B^2 - B^3)y_t$  und zur Analyse der jährigen Frequenz  $m2_{3,t} = \gamma D_t + \alpha_{3,1} y_{3,t} + \alpha_{3,2} y_{3,1-t} + w_t$  mit  $m2_{3,t} = -(1 - B^2)m2_t$  und  $y_{3,t} = -(1 - B^2)y_t$  herangezogen.  $\hat{\alpha}_{1,1}$ ,  $\hat{\alpha}_{2,1}$ ,  $\hat{\alpha}_{3,1}$  und  $\hat{\alpha}_{3,2}$  sind die geschätzten Kointegrationsparameter für die langfristige Frequenz und die beiden saisonalen Frequenzen. Die Kointegrationsteststatistiken  $t_1'$ ,  $t_2'$  und  $F_{34}'$  werden auf der Basis der KQ-geschätzten Residuen  $\hat{u}_t$ ,  $\hat{v}_t$  und  $\hat{w}_t$  berechnet; kritische Werte finden sich in MacKinnon (1991) und Engle/Granger/Hylleberg/Lee (1993). Der Stern \* kennzeichnet eine signifikante Teststatistik zum fünfprozentigen Niveau.

für Kointegrationsbeziehungen zur zweijährigen und zur jährigen Frequenz zwischen den Zeitreihen  $m2_t$  und  $y_t$  vorliegen.

Zusammenfassend kann aus der Kointegrationsanalyse festgehalten werden, daß bei aller gebotenen Vorsicht auf der Grundlage nichtsaisonbereinigter Zeitreihen Evidenzen für eine langfristig stabile Geldnachfragefunktion für M2 vorliegen, da auf die Parallelentwicklung der Komponenten zur langfristigen Frequenz und zu den beiden saisonalen Frequenzen für die Zeitreihen der realen Geldhaltung von M2 und des realen Bruttoinlandsprodukts geschlossen werden kann. Abweichungen von den langfristig stabilen Beziehungen zu den drei Frequenzen sind nach diesen Ergebnissen lediglich transitorischer Natur. Auf der Basis

saisonbereinigter Zeitreihen ist demgegenüber keine Evidenz für eine langfristig stabile Geldnachfragefunktion für die Geldmenge  $M2$  zu finden.

Die Existenz einer Kointegrationsbeziehung impliziert nach dem Granger-Repräsentationstheorem die Existenz eines Fehlerkorrekturmodells. Da auf der Grundlage der saisonbereinigten Zeitreihen die Nullhypothese der Nichtkointegration in keinem Fall ablehnbar war (Tabelle 3, Teil A), wird auf die Spezifikation eines Fehlerkorrekturmodells für den Datensatz der saisonbereinigten Zeitreihen verzichtet. Im Unterschied dazu liegen für die saisonunbereinigten Zeitreihen für alle drei Frequenzen empirische Indizien zur Ablehnung der Nullhypothese vor, so daß die Spezifikation eines saisonalen Fehlerkorrekturmodells sinnvoll ist. Das saisonale Fehlerkorrekturmodell enthält in seiner allgemeinen Form neben den geschätzten verzögerten Fehlerkorrekturtermen  $\hat{u}_{t-1}$ ,  $\hat{v}_{t-1}$ ,  $\hat{w}_{t-2}$  und  $\hat{w}_{t-3}$  einen konstanten Term, eine Indikatorvariable  $DV_t$  für die deutsche Vereinigung und die kurzfristige Dynamik bestehend aus  $\sum_{i=1}^n \Delta_4 m_{2t-i}$ ,  $\sum_{i=0}^n \Delta_4 y_{t-i}$ ,  $\sum_{i=0}^n \Delta i_{t-i}$ ,  $\sum_{i=0}^n \Delta ex_{t-i}$ . Im Hinblick auf die kurzfristige Dynamik ist zu beachten, daß zusätzlich zur realen Geldmenge  $M2$  und dem realen Bruttoinlandsprodukt in der ersten saisonalen Differenz entsprechend der oben spezifizierten Geldnachfragefunktion (1) und den Ergebnissen der Dickey-Fuller-Tests in Tabelle 1 die Umlaufrendite festverzinslicher Wertpapiere und der Swapsatz in der ersten nichtsaisonalen Differenz als Argumente berücksichtigt sind.

Ausgehend von  $n = 6$  werden sukzessive statistisch insignifikant von Null verschiedene Koeffizienten zum fünfprozentigen Niveau eliminiert. Als Resultat dieses Spezifikationsprozesses ergibt sich das Modell:

$$\begin{aligned}
 \Delta_4 m_{2t} = & 0,089 DV_t - 0,018 \hat{u}_{t-1} - 0,235 \hat{v}_{t-1} - 0,342 \hat{w}_{t-2} \\
 & (5,570) \quad (2,912) \quad (4,196) \quad (4,827) \\
 & + 0,402 \hat{w}_{t-3} + 0,920 \Delta_4 m_{2t-1} - 0,155 \Delta_4 m_{2t-2} + 0,272 \Delta_4 y_t \\
 (2) \quad & (5,325) \quad (11,243) \quad (2,492) \quad (4,355) \\
 & - 0,065 \Delta i_{t-1} - 0,003 \Delta ex_t - 0,002 \Delta ex_{t-2} + \hat{\varepsilon}_t \\
 & (2,542) \quad (2,640) \quad (2,114)
 \end{aligned}$$

$\bar{R}^2 = 0,899$ ,  $DW = 1,958$ ,  $AR4 = 9,363$ ,  $AR8 = 14,004$ ,  $ARCH4 = 1,655$ ,  $ARCH8 = 2,389$ ,  $RESET3 = 2,134$ , Periode: 1961:3 - 1996:4,  $\hat{u}_t = m_{21,t} + 11,565 - 1,488 y_{1,t}$  mit  $m_{21,t} = (1 + B + B^2 + B^3)m_{2t}$  und  $y_{1,t} = (1 + B + B^2 + B^3)y_t$ ,  $\hat{v}_t = m_{22,t} + 0,005 - 1,035 y_{2,t}$  mit  $m_{22,t} = -(1 - B + B^2 - B^3)m_{2t}$  und  $y_{2,t} = -(1 - B + B^2 - B^3)y_t$ ,  $\hat{w}_t = m_{23,t} + 0,015 - 0,280 y_{3,t} - 0,105 y_{3,t-1}$  mit  $m_{23,t} = -(1 - B^2)m_{2t}$  und  $y_{3,t} = -(1 - B^2)y_t$ .

Sämtliche Koeffizienten des Fehlerkorrekturmodells ( $t$ -Statistiken stehen in Klammern unter den Parametern) sind auf fünfprozentigem Niveau statistisch signifikant von Null verschieden. Durch die Signifikanz der Fehlerkorrekturterme werden die obigen Ergebnisse zur saisonalen Kointegration (Tabelle 3, Teil B) bestätigt. Die dynamische Struktur des Modells ist ökonomisch plausibel und die geschätzten Parameter sind vorzeichenkorrekt, so daß das Modell (2) als kurzfristige Geldnachfragegleichung ökonomisch sinnvoll interpretierbar ist und in Übereinstimmung mit der oben formulierten Geldnachfragefunktion (1) steht. Gemessen am korrigierten Bestimmtheitsmaß  $\bar{R}^2$  besitzt das Modell einen hohen Erklärungsbeitrag. Die Durbin-Watson Statistik (DW) und die Lagrange-Multiplikator-Tests (AR4, AR8) weisen seriell unkorrelierte Residuen aus. Ferner finden sich keine Anzeichen auf autoregressiv bedingte Heteroskedastizität (ARCH4, ARCH8), und die RESET3-Statistik zeigt die korrekte Wahl der funktionalen Form an. Allerdings deuten rekursive Chow-Tests (Doornik/Hendry, 1994), deren Teststatistiken hier aus Platzgründen nicht gesondert aufgeführt wurden, auf strukturelle Instabilitäten insbesondere in Perioden monetärer Regimewechsel hin. Damit ist die Spezifikation eines saisonalen Fehlerkorrekturmodells gelungen, das bei Ausbeutung der langfristigen Beziehungen zwischen der realen Geldmenge  $M2$  und dem realen Bruttoinlandsprodukt zur Frequenz null sowie zu den beiden saisonalen Frequenzen und einer adäquaten Spezifikation der kurzfristigen Dynamik zu befriedigenden ökonomischen und statistischen Eigenschaften führt.

### III. Zusammenfassung und Schlußfolgerungen

Während Geldnachfragefunktionen für die deutschen Geldmengenaggregate  $M1$  und  $M3$  im Mittelpunkt vieler Geldnachfragestudien stehen und deren Eigenschaften mittlerweile recht gut bekannt sind, fristet die Geldnachfragefunktion von  $M2$  ein stiefmütterliches Dasein. Der Ausschluß von  $M2$  läßt sich durch die geldpolitische Bedeutung des Aggregats  $M3$  begründen. Darüber hinaus finden sich in der Literatur Hinweise auf Schwierigkeiten der Modellierung einer ökonomisch plausiblen Geldnachfragefunktion für  $M2$ . Die vorliegende Arbeit untersucht die Geldnachfrage nach dem Aggregat  $M2$  auf der Grundlage von Quartalsdaten im Stützbereich von 1960 bis 1996 und schenkt dabei saisonalen Fluktuationen in den zugrundeliegenden Zeitreihen zentrale Aufmerksamkeit. Anstatt die in saisonbehafteten Zeitreihen enthaltenen Informationen zur Modellierung einer Geldnachfragefunktion durch saisonale



Bereinigung herauszufiltern und damit auf Zeitreiheninformationen zu verzichten, werden saisonale Schwankungen gewinnbringend im Spezifikationsprozeß eingesetzt.

Nach den vorliegenden empirischen Resultaten gelingt es nicht, auf der Grundlage saisonbereinigter Zeitreihen für das reale Geldmengenaggregat  $M2$  und das reale Bruttoinlandsprodukt eine langfristig stabile Geldnachfragefunktion nach dem Kriterium kointegrierender Beziehungen zu konstruieren. Demgegenüber liegen empirische Indizien für die langfristige Parallelentwicklung der Komponenten dieser beiden unbereinigten Zeitreihen zur Frequenz null und den zwei saisonalen Frequenzen vor. Somit deuten die Resultate auf der Grundlage der saisonunbereinigten Zeitreihen auf die Existenz einer langfristig stabilen Geldnachfragefunktion für  $M2$  hin. Dieses Resultat ist robust gegenüber der Spezifikation der deterministischen Komponenten in den Regressionsansätzen sowie gegenüber der Wahl des Stützbereichs und wird durch das saisonale Fehlerkorrekturmodell bekräftigt. Das saisonale Fehlerkorrekturmodell, das neben den langfristigen saisonalen und nichtsaisonalen Zusammenhängen das Transaktionsvolumen, den langfristigen inländischen Zinssatz und den Swapsatz als erklärende Variablen enthält, ist als kurzfristige Geldnachfragefunktion sinnvoll ökonomisch interpretierbar und besitzt statistisch wünschenswerte Eigenschaften.

Resümierend deuten die vorliegenden Resultate dieses Artikels darauf hin, daß Schwierigkeiten bei der Modellierung einer stabilen Geldnachfragefunktion für das Geldmengenaggregat  $M2$  auf die saisonale Bereinigung der entsprechenden Zeitreihen zurückzuführen sind und daß die adäquate Berücksichtigung saisonaler stochastischer Instationaritäten die Konstruktion einer stabilen langfristigen und einer befriedigenden kurzfristigen Geldnachfragefunktion für  $M2$  ermöglicht. Aus einem erweiterten Blickwinkel legen diese Ergebnisse nahe, auf die Verwendung saisonbereinigter Zeitreihen zu verzichten, da inadäquate wirtschaftspolitische Empfehlungen die Folge sein können.

### Datenanhang

- $M2S_t$  Quartalsendbestand der saisonbereinigten nominalen Geldmenge  $M2$ , Deutsche Bundesbank, Saisonbereinigte Wirtschaftszahlen.
- $M2_t$  Quartalsendbestand der nichtsaisonbereinigten nominalen Geldmenge  $M2$ , Monatsbericht der Deutschen Bundesbank.
- $YS_t$  Saisonbereinigtes Bruttoinlandsprodukt in Preisen von 1991, Deutsche Bundesbank, Saisonbereinigte Wirtschaftszahlen.

- $YS_t^n$  Saisonbereinigtes Bruttoinlandsprodukt in jeweiligen Preisen, Deutsche Bundesbank, Saisonbereinigte Wirtschaftszahlen.
- $Y_t^r$  Nichtsaisonbereinigtes Bruttoinlandsprodukt in Preisen von 1991, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, vierteljährige volkswirtschaftliche Gesamtrechnung, Ergänzung durch Statistisches Bundesamt, Fachserie 18, Reihe 1.3, Konten und Standardtabellen, Hauptbericht 1994 und 1996.
- $Y_t^n$  Nichtsaisonbereinigtes Bruttoinlandsprodukt in jeweiligen Preisen, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, vierteljährige volkswirtschaftliche Gesamtrechnung, Ergänzung durch Statistisches Bundesamt, Fachserie 18, Reihe 1.3, Konten und Standardtabellen, Hauptbericht 1994 und 1996.
- $m2s_t$  Logarithmus der saisonbereinigten realen Geldmenge  $M2$ ,  $m2s_t = \ln(M2S_t / (YS_t^n / YS_t^r))$ .
- $m2_t$  Logarithmus der nichtsaisonbereinigten realen Geldmenge  $M2$ ,  $m2_t = \ln(M2_t / (Y_t^n / Y_t^r))$ .
- $ys_t$  Logarithmus des saisonbereinigten Bruttoinlandsprodukts in Preisen von 1991,  $ys_t = \ln(YS_t^r)$ .
- $y_t$  Logarithmus des nichtsaisonbereinigten Bruttoinlandsprodukts in Preisen von 1991,  $y_t = \ln(Y_t^r)$ .
- $i_t$  Logarithmus der Quartalsdurchschnitte der Umlaufrendite der Anleihen der öffentlichen Hand (insgesamt), Deutsche Bundesbank, Kapitalmarktstatistik.
- $SR_t$  Quartalsdurchschnitte des DM-US-Dollar-Kassakurses, OECD, Main Economic Indicators.
- $FR_t$  Quartalsdurchschnitte des DM-US-Dollar-Dreimonatsterminkurses, OECD, Main Economic Indicators.
- $ex_t$  Swapsatz für Kontrakte dreimonatiger Laufzeit,  $ex_t = ((FR_t - SR_t) / SR_t) \cdot 400$ .

## Literatur

Barsky, R. B. und J. A. Miron, 1989, The Seasonal Cycle and the Business Cycle, *Journal of Political Economy*, vol. 97, 503 - 534. – Beaulieu, J. J. und J. A. Miron, 1992, A Cross Country Comparison of Seasonal Cycles and Business Cycles, *The Economic Journal*, vol. 102, 772 788. – Bell, W. und S. Hillmer, 1984, Issues Involved with the Seasonal Adjustment of Economic Time Series, *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 2, 291 - 349. – Bohl, M. T., 1996, Saisonale Kointegration und die deutsche Konsumfunktion 1960 - 1993, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Bd. 215/5, 526 541. – Bohl, M. T., 1999, Nonstationary Stochastic Seasonality and the German  $M2$  Money Demand Function, *European Economic Review*, erscheint demnächst. – Bohl, M. T. und F. L. Sell, 1998, Demand for Cash Balances in Germany: Theoretical Underpinnings and Empirical Evidence, *Applied Economics*, vol. 30, 1017 - 1026. – Buscher, H. S., 1984, The Stability of the West Germany Demand for Money 1965 - 1982, *Weltwirtschaftliches*

Archiv, Bd. 120, 256 - 278. – *Clostermann, J., M. Scharnagl* und *F. Seitz*, 1997, Monetäres Reinvermögen versus Geldmenge  $M3$  – eine Entgegnung, *Kredit und Kapital*, Bd. 30, 101 - 115. – *Deutsche Bundesbank*, 1985, Zur längerfristigen Entwicklung und Kontrolle des Geldvolumens, *Monatsberichte der Deutschen Bundesbank*, 37. Jg., Januar, 14 28. – *Dickey, D. A.* und *W. A. Fuller*, 1979, Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74, 427 - 431. – *Dickey, D. A.* und *W. A. Fuller*, 1981, The Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with Unit Root, *Econometrica*, vol. 49, 1057 - 1072. – *Doornik, J. A.* und *D. F. Hendry*, 1994, PcGive 8.0. An Interactive Econometric Modelling System, *International Thomson Publishers London*. – *Engle, R. F.* und *C. W. J. Granger*, 1987, Co-Integration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica*, vol. 55, 251 - 276. – *Engle, R. F., C. W. J. Granger, J. J. Hallman*, 1989, Merging Short- and Long-Run Forecasts. An Application of Seasonal Cointegration to Monthly Electricity Sales Forecasting, *Journal of Econometrics*, vol. 40, 45 - 62. – *Engle, R. F., C. W. J. Granger, S. Hylleberg* und *H. S. Lee*, 1993, Seasonal Cointegration. The Japanese Consumption Function, *Journal of Econometrics*, vol. 55, 275 - 298. – *Falk, M.* und *N. Funke*, 1995, The Stability of Money Demand in Germany and in the EMS: Impact of German Unification, *Weltwirtschaftliches Archiv*, Bd. 131, 470 - 488. – *Ghysels, E.*, 1988, A Study Towards a Dynamic Theory of Seasonality for Economic Time Series, *Journal of the American Statistical Association*, vol. 83, 168 - 172. – *Ghysels, E., C. W. J. Granger* und *P. L. Siklos*, 1996, Is Seasonal Adjustment a Linear or Nonlinear Data-Filtering Process? *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 14, 374 - 397. – *Ghysels, E., H. S. Lee* und *J. Noh*, 1994, Testing for Unit Roots in Seasonal Time Series. Some Theoretical Extensions and a Monte Carlo Investigation, *Journal of Econometrics*, vol. 62, 415 - 442. – *Ghysels, E.* und *P. Perron*, 1993, The Effect of Seasonal Adjustment Filters on Tests for a Unit Root, *Journal of Econometrics*, vol. 55, 57 - 98. – *Goldfeld, S. M.*, 1973, The Demand for Money Revisited, *Brookings Papers on Economic Activity*, no. 3, 577 - 638. – *Goldfeld, S. M.*, 1976, The Case of the Missing Money, *Brookings Papers on Economic Activity*, no. 3, 683 - 730. – *Hall, A.*, 1994, Testing for a Unit Root in Time Series With Pretest Data-Based Model Selection, *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 12, 461 - 470. – *Hansen, G.* und *J.-R. Kim*, 1995, The Stability of German Money Demand: Tests of the Cointegration Relation, *Weltwirtschaftliches Archiv*, Bd. 131, 286 - 301. – *Hoffman, D. L., R. H. Rasche* und *M. A. Tieslau*, 1995, The Stability of Long-Run Money Demand in Five Industrial Countries, *Journal of Monetary Economics*, vol. 35, 317 - 339. – *Hylleberg, S., R. F. Engle, C. W. J. Granger* und *B. S. Yoo*, 1990, Seasonal Integration and Cointegration, *Journal of Econometrics*, vol. 44, 215 - 238. – *Issing, O.* und *K.-H. Tödter*, 1995, Geldmenge und Preis im vereinten Deutschland, in: *D. Duwendag*, Hrsg., *Neuere Entwicklungen in der Geldtheorie und Währungspolitik*, Schriften des Vereins für Socialpolitik, Bd. 235, Berlin, 97 - 123. – *Jaeger, A.* und *R. M. Kunst*, 1990, Seasonal Adjustment and Measuring Persistence in Output, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 5, 47 - 58. – *Lee, H. S.* und *P. L. Siklos*, 1993, The Influence of Seasonal Adjustment on the Canadian Consumption Function, 1947 - 1991, *Canadian Journal of Economics*, vol. 26, 575 - 589. – *MacKinnon, J. G.*, 1991, Critical Values for Cointegration Tests, in: *R. F. Engle* und *C. W. J. Granger*, Hrsg., *Long-Run Economic Relationships. Readings in Cointegration*, Oxford, 267 - 276. – *Miron, J. A.* und *S. P. Zeldes*, 1988, Seasonality, Cost



Shocks, and the Production Smoothing Model of Inventories, *Econometrica*, vol. 54, 877 - 908. – Neumann, M. J. M. und J. von Hagen, 1987, Theoretische und empirische Grundlagen von Geldmengenzielen und ihrer Realisierung, in: A. Gutowski, Hrsg., Geldpolitische Regelbindung: Theoretische Entwicklungen und empirische Befunde, Schriften des Vereins für Socialpolitik, Berlin, 63 - 111. – Reimers, H.-E., 1997, Seasonal Cointegration Analysis of German Consumption Function, *Empirical Economics*, vol. 22, 205 - 231. – Wallis, K. F., 1974, Seasonal Adjustment and Relations between Variables, *Journal of the American Statistical Association*, vol. 69, 18 - 32. – Wells, J. M., 1997, Business Cycles, Seasonal Cycles, and Common Trends, *Journal of Macroeconomics*, vol. 19, 443 - 469.

## Zusammenfassung

### Modellierung einer stabilen Geldnachfragefunktion für Deutschlands $M2$

In dem vorliegenden Beitrag wird die Geldnachfragefunktion nach Deutschlands  $M2$  mit saisonbereinigten und unbereinigten Quartalsdaten in der Periode von 1960 bis 1996 untersucht. Die empirischen Resultate deuten darauf hin, daß Schwierigkeiten bei der Modellierung einer stabilen Geldnachfragefunktion für das Geldmengenaggregat  $M2$  auf die saisonale Bereinigung der entsprechenden Zeitreihen zurückzuführen sind und daß die adäquate Berücksichtigung saisonaler stochastischer Instationaritäten die Konstruktion einer stabilen langfristigen und einer befriedigenden kurzfristigen Geldnachfragefunktion für  $M2$  ermöglicht. (JEL E41, C22)

## Summary

### Specification of a Stable Money Demand Function for German $M2$

In this paper the German  $M2$  money demand function is investigated using seasonally adjusted and unadjusted quarterly data over the period from 1960 to 1996. The findings show that the usage of seasonally adjusted time series may be responsible for the problems to model a money demand function for  $M2$ . Empirical evidence is found in favour of a stable long-run  $M2$  money demand function relying on seasonally unadjusted data while it is not possible to establish a stable long-run relationship using seasonally adjusted time series. The seasonal error correction model exhibits satisfactory properties and fits the data quite well.

**Résumé****Modèle d'une fonction stable de demande monétaire  $M2$  pour l'Allemagne**

Dans ce travail, l'auteur analyse la fonction de demande monétaire allemande de  $M2$  pour l'Allemagne, en utilisant des données trimestrielles lissées et non lissées saisonnièrement pour la période comprise entre 1960 et 1996. Les résultats empiriques montrent que les difficultés rencontrées pour modéliser une fonction stable de demande monétaire pour l'agrégat monétaire  $M2$  sont dues au lissage saisonnier des séries chronologiques correspondantes et que la prise en compte adéquate de stochastiques saisonnières permet la construction d'une fonction de demande monétaire pour  $M2$  stable à long terme et acceptable à court terme.