

## **Monetäres Reinvermögen versus Geldmenge M3: Eine Erwiderung**

Von Manfred Neumann und Jürgen Weigand, Nürnberg

In einem Kommentar zu unserem Aufsatz „Monetäres Reinvermögen versus Geldmenge M3“ (Kredit und Kapital 29, 1996, S. 224 - 243, im weiteren „NuW“) behaupten Clostermann, Scharnagl und Seitz (Kredit und Kapital 30, 1997, S. 101 - 115, im folgenden „CSS“), unsere Untersuchungen hätten ergeben, daß sich für die Bundesrepublik Deutschland eine stabile Geldnachfragefunktion nicht identifizieren lasse. Deshalb müsse die Bundesbank von *M3* als monetärem Indikator Abschied nehmen. Diese Darstellung unserer Position ist schief und somit irreführend. Sie trifft den Kern des Problems nicht.

### **I. Der Untersuchungsgegenstand**

Für unsere Überlegungen war grundlegend zu fragen, welche Wirkungen von der Geldpolitik ausgehen und welche wirtschaftspolitischen Möglichkeiten die Zentralbank besitzt. Nach monetaristischer Auffassung ist Geld neutral, so daß sich Geldmengenänderungen nur auf das Preisniveau auswirken, nicht dagegen auf relative Preise und das Produktions- und Beschäftigungs niveau. Die Geldpolitik kann sich deshalb auf die Bekämpfung der Inflation beschränken. Da Geldpolitik keine realen Effekte hat, bildet die Geldnachfragefunktion das Kernstück der Geldtheorie. Dem steht die keynesianische Auffassung gegenüber, nach der zwischen dem realen Sektor der Wirtschaft und den monetären Vorgängen eine Interdependenz besteht. Geldmengenänderungen wirken sich danach nicht nur auf das Preisniveau, sondern auch auf das reale Sozialprodukt und die Beschäftigung aus. Prototyp dieser Auffassung ist das bekannte IS/LM-Modell. Integraler Bestandteil auch dieses Modells ist eine Gleichung, nach der die Geldnachfrage und Geldangebot übereinstimmen. Aus der Interdependenz von monetären und realwirtschaftlichen Vorgängen aber folgt, daß das reale Sozialprodukt – neben anderen Faktoren – von der realen Geldmenge bestimmt wird. Mit

diesem Zusammenhang beschäftigte sich der von CSS kritisierte Aufsatz in erster Linie.

## II. Der verwendete Indikator

Wir haben weiter argumentiert, daß für diese Beziehung nicht  $M3$ , sondern das monetäre Reinvermögen verwendet werden sollte. Dieses von uns benutzte Konstrukt wird von CSS einmal aus konzeptionellen Gründen angegriffen. Ferner wird behauptet, es bringe gegenüber  $M3$  als monetärem Indikator keine Vorteile mit sich.

Konzeptionell geht das Konstrukt des monetären Reinvermögens auf Pesek und Saving (1967) zurück (und nicht erst auf den von CSS zitierten Aufsatz von Saving).<sup>1</sup> Formal wird das monetäre Reinvermögen im Beispiel nur einer einzigen zinsbringenden Bankeinlage  $D$  durch

$$(1) \quad Q := M1 \frac{1+r}{1+r} + D \frac{(1+r) - (1+r_D)}{1+r} = M1 + D \frac{r - r_D}{1+r}$$

gegeben.<sup>2</sup> Würde der als  $M1$  gehaltene Vermögensbestand zum Zins  $r$  angelegt, so würde er nach einer Periode auf  $(1+r)M1$  anwachsen. Der Zins  $r$  stellt also die Opportunitätskosten der Geldhaltung dar. Diskontiert man mit dem Zins  $r$ , so erhält man als Gegenwartswert wieder  $M1$ . Analog sind die Opportunitätskosten einer mit  $r_D$  verzinslichen Bankeinlage über eine Periode hinweg gleich  $r - r_D$ . Diskontiert man wieder mit dem Zins  $r$ , folgt der zweite Posten der Definitionsgleichung (1). Natürlich ist auch dies eine Bestandsgröße, denn es handelt sich um den Barwert des entgangenen Zinsertrags, und somit um die Opportunitätskosten. Nur diese sind Bestandteil des monetären Reinvermögens, nicht der Bestand an verzinslichen Einlagen selbst. Die verzinslichen Bankeinlagen stellen gesamtwirtschaftlich kein Reinvermögen dar, weil ihnen Forderungen der Banken an Kreditnehmer bzw. deren Verbindlichkeiten in gleicher Höhe gegenüberstehen. Von einer Vermischung von Bestands- und Stromgrößen, die von CSS vermutet wird, kann also keine Rede sein. Dementsprechend sind auch die von CSS angegebenen Formeln (2) und (3) ihre Erfahrung und sollten uns nicht zugeschrieben werden.<sup>3</sup>

<sup>1</sup> Zur theoretischen Begründung vgl. Neumann und Weigand 1997.

<sup>2</sup> Von der von Neumann (1992) zunächst verwendeten Version, in der ähnlich wie bei Rotemberg, Driscoll und Poterba (1995) zur Diskontierung die Formel für den Barwert einer ewigen Rente benutzt wurde, haben wir uns in dem von CSS kritisierten Aufsatz ausdrücklich getrennt, vgl. NuW, S. 228 mit der dort gegebenen Begründung.

Völlig unverständlich ist die durch eine Grafik untermauerte Behauptung von CSS, da  $M1$  im monetären Reinvermögen ein sehr großes Gewicht besitze, könnte man wegen des visuell „fast deckungsgleichen Verlaufs“ von  $M1$  und  $Q$  gleich das Aggregat  $M1$  verwenden. Da ferner, so ihr Argument, zwischen realem  $M1$  und realem Sozialprodukt keine Kointegration bestehe, könne eine Kointegration auch nicht zwischen realem  $Q$  und realem Sozialprodukt existieren. Man wundert sich schon, warum Autoren, die sonst auf ökonometrische Genauigkeit Wert legen, in diesem Zusammenhang offenbar glauben, sich auf den Augenschein verlassen zu können (vgl. weiter unten Abschnitt III.2).

### III. Die empirische Untersuchung

Zur ökonometrischen Methode führen CSS eine Reihe von Kritikpunkten an, die sich leicht entkräften lassen.

#### 1. Die Vorgehensweise

Kritisiert wird die gleichzeitige Verwendung der Vektorautoregressionsmethode (VAR) und der Kointegration als inkonsistentes Vorgehen. Die auf Granger (1969) zurückgehende und von Sims (1972, 1980) populärisierte VAR-Methode (vgl. Hamilton 1994, Kap. 11) stellte bis zur Entwicklung der Kointegrationsmethodik (vgl. im Überblick Engle und Granger 1991) den gängigen Ansatz dar, kausale Beziehungen zwischen nicht-stationären Zeitreihen zu untersuchen und das Problem der Scheinregression (Granger und Newbold 1974) zu beseitigen. Die moderne Kointegrationsmethodik erweitert das VAR-Modell durch die explizite Berücksichtigung potentieller Langfristbeziehungen (Gleichgewichtsbeziehungen) zwischen den Niveaus der Zeitreihen zu sog. Fehlerkorrekturmodellen.

Im ersten Schritt unserer empirischen Analyse hatten wir den traditionellen Sims-Ansatz gewählt, um die Beziehung zwischen der jährlichen Wachstumsrate von  $M3$ , für die die Bundesbank ja seit 1987 einen Zielkorridor vorgibt, bzw.  $Q$  und dem realen Sozialprodukt zu betrachten. Wir selbst (und nicht erst CSS) haben dann die Schwäche dieses traditio-

---

<sup>3</sup> Anders als CSS in ihrer Fußnote 6 behaupten, ist  $Q$  in der Tat gegenüber Inflationserwartungen invariant, denn in der auf zwei aufeinander folgende Perioden beschränkten Betrachtung geht immer die Inflationsrate der kommenden Periode in die Berechnung ein und ist deshalb von der individuellen Laufzeit der einzelnen Anlage unabhängig.

nen Ansatzes – nämlich die Nichterfassung möglicher langfristiger Beziehungen zwischen den *Niveaus* der Zeitreihen („Fehlspezifikation“) und die daraus folgende Unzuverlässigkeit der Ergebnisse – hervorgehoben. Mit Hilfe der Kointegrationsmethodik, die wir im zweiten Schritt der Untersuchung eingesetzt haben, kann die angesprochene Schwäche überwunden werden. Der Sims-Ansatz ist jedoch nicht überflüssig, wenn man bedenkt, daß die verschiedenen in der Literatur verwendeten Tests auf Kointegration zwischen Zeitreihen (Engle-Granger, Johansen, Stock etc.) nur „asymptotisch“ gültige Aussagen (für  $T \rightarrow \infty$ ) liefern. Voraussetzung für eine verlässliche Kointegrationsanalyse ist daher eine ausreichende Länge der Zeitreihen. Ob diese Bedingung bei einem Zeitraum von 20 bis 25 Jahren erfüllt ist, kann nicht ohne weiteres bejaht werden. Für kleine „Stichproben“ – hierzu gehören zwangsläufig die von uns verwendeten Zeitreihen, die gerade einmal 21 Kalenderjahre „lang“ sind – ist die Qualität der Kointegrationstests zweifelhaft und umstritten. Zudem reagieren die Kointegrationstests sehr empfindlich auf Variationen der Modellierung (Lag-Länge, Hinzunahme von Konstanten und Zeittrends oder Dummy-Variablen).<sup>4</sup>

Kann bei nicht-stationären Zeitreihen die Existenz eines Kointegrationsvektors aufgrund der Testergebnisse nicht zweifelsfrei bejaht werden, ist der Sims-VAR-Ansatz in Differenzenform zu verwenden, um beispielsweise sog. Granger-Kausalitätstests durchzuführen.<sup>5</sup> Bezuglich *M3* ist das Differenzen-Modell nach Sims die richtige Spezifikation und die Aussagen in NuW zur fehlenden Granger-Kausalität von *M3* bleiben uneingeschränkt gültig. Nach dem Sims-Ansatz findet sich eine Granger-Kausalität des monetären Reinvermögens, obwohl der Ansatz in diesem Fall fehlspezifiziert ist, sofern man die Gültigkeit des Kointegrations-tests akzeptiert. Die Exogenität des monetären Reinvermögens wird jedoch auch im Rahmen des Johansen-Verfahrens bestätigt. Die abschließend durchgeführte Schätzung des Fehlerkorrekturmodells zeigt dann klar die Bedeutung der langfristigen Beziehung für die kurzfristige Entwicklung des realen Sozialprodukts. Gerade, wenn man sich der „geringen Güte von heutigen Kointegrationstests“ (CSS, S. 106) bewußt ist, handelt es sich *nicht* um eine „Entweder ... oder“-Entscheidung (CSS, S. 107), sondern um eine „Sowohl ... als auch“-Entscheidung. Man

---

<sup>4</sup> Siehe zur Empfindlichkeit von Kointegrationsanalysen bezüglich der Modellannahmen Abschnitt IV dieses Beitrags sowie die Arbeiten von Toda (1994), Miyao (1996), Hafer und Kutan (1997, insbes. S. 51 mit Fn. 5 und 6).

<sup>5</sup> Bei Trend-stationären Zeitreihen wäre ein VAR-Modell in den Niveaus plus linearem Zeittrend die richtige Spezifikation.

befindet sich deshalb auf der sicheren Seite, wenn beide Vorgehensweisen, die ältere Sims-Methode und der moderne Kointegrationsansatz, zu qualitativ identischen Ergebnissen führen.

## *2. Die Abgrenzung des Untersuchungszeitraumes*

CSS kritisieren ferner die Beschränkung des Beobachtungszeitraumes. Natürlich sollte man „so viele aktuelle Beobachtungen wie möglich“ (CSS, S. 106) für eine empirische Analyse heranziehen. Zum Zeitpunkt unserer Analyse (1993/94!) waren jedoch von der Bundesbank noch keine gesamtdeutschen Daten zum BSP und zu den Geldmengengrößen veröffentlicht. Vom DIW zur Verfügung gestellte (hochgerechnete) gesamtdeutsche Daten wurden nur für die grafischen Darstellungen (NuW, S. 231, Abb. 1 und 2) verwendet, nicht jedoch für die Zeitreihenregressionen, da wir uns der Vorläufigkeit der Daten ab 1991 bewußt waren. Hier liegt auf Seiten von CSS somit ein Mißverständnis vor. Aufgrund dieser Datenlage wurde der Untersuchungszeitraum auf 1970:1 bis 1990:4 beschränkt. Um eine halbwegs ausreichende Zahl von Beobachtungen zu haben, wurde auch der Zeitraum vor 1975:1 berücksichtigt, wohlwissend, daß die Bundesbank 1974 ihre geldpolitische Strategie geändert hat.<sup>6</sup> Somit standen 84 Ausgangsbeobachtungen zur Verfügung.<sup>7</sup>

CSS gehen vom Beobachtungszeitraum 1975:1 bis 1996:2 aus, d.h., es stehen genau 86 Ausgangsbeobachtungen zur Verfügung, also lediglich zwei mehr als bei NuW. Bei der unter III.1 angesprochenen Problematik von Kointegrationstests überrascht es nun schon sehr, warum CSS nicht den ihnen zugänglichen Datensatz ab 1969:1 verwenden. Man hätte dann 27 Kalenderjahre und 110 Quartals-Beobachtungen verfügbar gehabt. Den Vorwurf der „Reduktion des Beobachtungszeitraumes“ (S. 106) müssen CSS somit auch für sich selbst gelten lassen. Warum wird der angeblich einen Strukturbruch verursachende geldpolitische Strategiewchsel der Bundesbank nicht wie die deutsche Wiedervereinigung 1990 mit Dummy-Variablen (CSS, S. 108) modelliert? Im übrigen müßten CSS

<sup>6</sup> Auch die OECD (Economic Surveys 1992 - 1993, Paris) bezog bei ihrer Überprüfung der Stabilität der deutschen Geldnachfrage die Quartale 1970:1 bis 1974:4 ein.

<sup>7</sup> Wegen der Bildung jährlicher Quartalsveränderungsraten gingen 80 Beobachtungen in die VAR-Analyse nach Sims (NuW, Abschnitt III) ein. Die gleiche Anzahl an Beobachtungen war infolge der gewählten Lag-Struktur ( $k = 4$ ) für die Kointegrationsanalyse (NuW, Abschnitt IV) verfügbar.

noch darlegen, warum man überhaupt anzunehmen hat, daß sich infolge einer Änderung der geldpolitischen Strategie der Bundesbank auch die Geldnachfragefunktion der Nicht-Banken verändert haben soll.

Inwiefern die in NuW erzielten Ergebnisse durch die Abgrenzung des Untersuchungszeitraumes begünstigt wurden, soll nun genauer betrachtet werden. Da CSS explizit  $M1$  angesprochen haben, ergänzen wir die Analyse um dieses Aggregat und nehmen der Vollständigkeit halber auch  $M2$  hinzu. Es handelt sich aus Vergleichsgründen mit NuW wiederum um saisonbereinigte Daten, die in dieser Form in den Beiheften zu den Monatsberichten der Bundesbank veröffentlicht wurden. Die Daten beziehen sich auf die Quartale 1969:1 bis 1996:4 ( $T = 112$ ). Ab 1991:1 werden gesamtdeutsche Daten verwendet. Der Sprung in den Niveaus der Zeitreihen vom Quartal 1990:4 zum Quartal 1991:1 wird mit einer Dummy-Variablen erfaßt, die den Wert 1 in 1991:1 annimmt und ansonsten den Wert 0 besitzt.

Johansen-Kointegrationstests werden für den Zeitraum vor der Wiedervereinigung (1969:1 bis 1990:4), den CSS-Zeitraum (1975:1 bis 1996:2) sowie den Gesamtzeitraum (1969:1 bis 1996:4) durchgeführt. Unterstellt wird ein VAR-Modell mit unbeschränkter Konstante, was einen linear-deterministischen Trend im Datengenerierungsprozeß der Niveauvariablen zuläßt. Die Konstante geht somit in das sog. Fehlerkorrekturmodell ein, das kurzfristige Veränderungen der Modellvariablen (in ersten Differenzen) unter Berücksichtigung möglicher langfristiger Beziehungen zwischen den Niveaus der Variablen betrachtet. Zugelassen wird damit die Möglichkeit autonomer Veränderungen der Modellvariablen, d.h., es kann systematische Veränderungen geben, die weder durch die vergangene Entwicklung der Modellvariablen „erklärbar“ noch rein zufallsbedingt sind (und somit nicht im stochastischen Störterm aufgefangen werden).<sup>8</sup> Im Rahmen des Johansen-Verfahrens lassen sich auch Tests auf Stationarität der Zeitreihen und Exogenität der Variablen im Kointegrationsvektor durchführen. Der Test auf Stationarität zeigte, daß alle Zeitreihen in den Niveaus sowohl in den verkürzten Zeiträumen als auch im Gesamtzeitraum als nicht-stationär anzusehen sind.<sup>9</sup> Die Ergeb-

---

<sup>8</sup> Diese Modellierung ist in den gängigen Softwares zur Kointegration, wie z.B. EVIEWS 2.0, CATS in RATS oder TSP 4.3, auch als Standard-Option empfohlen. Die Wahl der deterministischen Komponenten des VAR-Modells (z.B. Beschränkung der Konstante auf den Kointegrationsvektor) kann die Ergebnisse der Kointegrationstests erheblich beeinflussen, wie in Abschnitt IV noch zu sehen sein wird.

<sup>9</sup> Dieses Ergebnis liefern auch die üblichen univariaten Einheitswurzeltests nach Dickey-Fuller, Philipps-Perron und Kwiatkowski et al. Die ersten Differen-

nisse der Kointegrationstests zwischen dem realen Sozialprodukt und den realen monetären Indikatoren sind in den folgenden Tabellen 1 bis 3 zusammengefaßt.<sup>10</sup>

Für den Zeitraum 1969:1 bis 1990:4 (Tab. 1) zeigt sich die in NuW berichtete Kointegrationsbeziehung zwischen realem Sozialprodukt  $Y$  und monetärem Reinvermögen  $Q$ . Das gilt auch dann, wenn man eine Korrektur der Teststatistik zur Berücksichtigung einer möglichen *Small-Sample*-Verzerrung (nach Reimers 1992) vornimmt. Der Exogenitätstest spricht für eine Kausalitätsrichtung  $Q \rightarrow Y$ .<sup>11</sup> Für keines der Summenaggregate kann die Hypothese  $n = 0$  (keine Kointegration) abgelehnt werden.  $M1$  verfehlt die 95 %-Signifikanzschwelle von 15,41 allerdings nur knapp.

Die Tabellen 2 und 3 bestätigen für  $Q$  und  $M3$  auch unter Berücksichtigung der Daten nach der Wiedervereinigung die Ergebnisse von NuW.

---

zen der Zeitreihen sind hingegen stationär. Die Zeitreihen sind demnach als integriert vom Grade 1 anzusehen.

<sup>10</sup> Alle Variablen sind logarithmiert. Die Null-Hypothese im sog. Spur-Test besagt, daß es zwischen den  $p$  im Zeitreihenvektor  $z$  zusammengefaßten endogenen und nichtstationären Niveauvariablen (höchstens)  $n = r$  ( $r = 0, \dots, p - 1$ ) (verschiedene) Linearkombinationen (Kointegrationsbeziehungen)  $\beta z_t = u_t$  gibt, für die  $u_t$  einen Vektor Gaußscher Störterme darstellt und somit stationär ist. Die Alternativhypothese unterstellt hingegen, daß (mindestens)  $n = r + 1$  ( $r = 0, \dots, p - 1$ ) stationäre Linearkombinationen der betrachteten endogenen Niveauvariablen vorliegen. Zu unterscheiden sind die Fälle  $n = 0, n = p$  und  $n = r$  mit  $0 < r < p$ . Kann die Hypothese  $n = 0$  (keine Kointegration) nicht abgelehnt werden, ist für die Überprüfung möglicher (kausaler) Beziehungen zwischen den Zeitreihen in  $z$  ein VAR-Modell in ersten Differenzen unter Verzicht auf Niveauvariablen zu schätzen. Stützt das Ergebnis des Kointegrationstests die Hypothese  $n = p$ , dann sind die eigentlich als nichtstationär angenommenen Variablen im Niveau stationär, und zu schätzen wäre ein VAR-Modell in den Niveaus. Bei Bestätigung der Hypothese  $n = r$  ( $0 < r < p$ ) existieren  $r$  Kointegrationsbeziehungen zwischen den Niveaus der Variablen. Zu schätzen ist dann das Fehlerkorrekturmodell (VAR-Modell in ersten Differenzen, ergänzt um die  $r$  Kointegrationsbeziehungen zwischen den Niveaus der Variablen), wobei  $\beta z_{t-1} = u_{t-1}$  als „Fehlerkorrekturterm“ (ECM) kurzfristige Abweichungen von der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung auffängt.

Die Lag-Struktur  $k$  für das VAR-Modell in den Niveaus wurde mit Hilfe von Einzel- und Systemgleichungstests (vgl. Doornik und Hendry 1995, S. 211ff.) so gewählt, daß die stochastischen Störterme weißes Rauschen darstellen. Die Zahl der Verzögerungen im Fehlerkorrekturmodell beträgt  $k - 1$ . Die Likelihood-Ratio(LR)-Statistik ist asymptotisch  $\chi^2$ -verteilt. Der Wert der theoretischen Verteilung beträgt für das gewählte VAR-Modell 15,41 (20,04) bei 5 % (1%) Fehlerwahrscheinlichkeit (vgl. Osterwald-Lenum 1992, Tab. 1).

<sup>11</sup> Die Hypothese  $Y \rightarrow Q$  ist bei einer LR-Statistik von 17,11 abzulehnen (95 %-Grenze der  $\chi^2$ -Verteilung bei  $n = 1$  ist 3,84). Die Gegenhypothese  $Q \rightarrow Y$  kann dagegen bei  $LR = 0,13$  nicht abgelehnt werden.

*Tabelle 1*  
**Johansen Spur-Test für 1969:1 bis 1990:4**

Anzahl der Kointegrationsvektoren $n$	$Q$ $k=4$	$M3$ $k=5$	$M2$ $k=5$	$M1$ $k=4$
$n = 0$	18,32* (16,57*)	11,77 (10,35)	9,03 (7,94)	15,03 (13,60)
$n = 1$	0,02 (0,02)	2,57 (2,26)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)

\* Ablehnung der Hypothese (Zahl der Kointegrationsvektoren) bei 5 % Fehlerwahrscheinlichkeit (Werte mit Small-Sample-Korrektur in Klammern)

*Tabelle 2*  
**Johansen Spur-Test für 1975:1 bis 1996:2**

Anzahl der Kointegrationsvektoren $n$	$Q$ $k=4$	$M3$ $k=3$	$M2$ $k=5$	$M1$ $k=2$
$n = 0$	17,35* (15,74*)	9,81 (9,12)	28,34** (25,04**)	20,04* (19,57*)
$n = 1$	0,14 (0,12)	1,55 (0,45)	1,52 (1,35)	0,01 (0,01)

\*\* Ablehnung der Hypothese (Zahl der Kointegrationsvektoren) bei 5 % (1 %) Fehlerwahrscheinlichkeit (Werte mit Small-Sample-Korrektur in Klammern)

*Tabelle 3*  
**Johansen Spur-Test für 1969:1 bis 1996:4**

Anzahl der Kointegrationsvektoren $n$	$Q$ $k=4$	$M3$ $k=4$	$M2$ $k=5$	$M1$ $k=4$
$n = 0$	22,04** (20,40**)	11,19 (10,30)	22,31** (20,65**)	19,66* (18,20*)
$n = 1$	0,04 (0,04)	0,86 (0,80)	0,87 (0,81)	0,21 (0,20)

\*\*\* Ablehnung der Hypothese (Zahl der Kointegrationsvektoren) bei 5 % (1 %) Fehlerwahrscheinlichkeit (Werte mit Small-Sample-Korrektur in Klammern)

Die Exogenität von  $Q$  in der Langfristbeziehung gilt auch hier. Darüber hinaus finden sich Kointegrationsbeziehungen zwischen  $M1$  bzw.  $M2$  und dem realen Sozialprodukt. Dieses Ergebnis widerspricht also bezüglich  $M1$  den „sehr eindeutigen Ergebnissen“ (CSS, S. 105) von *Scharnagl* (1996, S. 35).<sup>12</sup> Ein Exogenitätstest zeigt, daß  $M1$  im Kointegrationsvektor mit  $Y$  exogen ist, während  $Y$  diese Eigenschaft bezüglich  $M2$  zukommt.

Ausgehend von diesen Befunden haben wir – in der von CSS präferierten Reihenfolge – paarweise Granger-Kausalitätstests durchgeführt.<sup>13</sup> Zugrunde liegt ein VAR-Modell in den ersten Differenzen der Variablen (quartalsweise Veränderungsraten).<sup>14</sup> Die Null-Hypothese lautet: Veränderungen von  $M3$  ( $M2, M1$ ) bzw.  $Y$  sind *nicht* Granger-kausal für Veränderungen von  $Y$  bzw.  $M3$  ( $M2, M1$ ). Angegeben sind in Tab. 4 die Werte der F-Statistik, sofern keine Kointegration besteht. In Klammern unter den F-Statistiken ist jeweils die marginale Fehlerwahrscheinlichkeit angegeben.

Wie Tab. 4 zeigt, bestanden in keinem der Untersuchungszeiträume Granger-kausale Beziehungen zwischen den Veränderungsraten von  $M3$  und  $Y$ . Von  $M1$  gingen dagegen in der Periode bis 1990:4 kurzfristige reale Effekte aus, in den anderen Perioden besteht eine Kointegrationsbeziehung. Das reale Sozialprodukt ist wiederum kurz- und langfristig Granger-kausal bezüglich  $M2$ .

### 3. Saisonbereinigte Daten versus Ursprungsreihen

Der Vorwurf, saisonbereinigte Reihen seien für die Analyse ungeeignet, ist aus unserer Sicht nicht haltbar. Die Untersuchung von *Neumann* und *Weigand* (1997) für den Zeitraum 1969:1 bis 1996:2 auf Basis von der Bundesbank veröffentlichter gesamtdeutscher Daten bestätigt das Ergebnis von NuW (1996) auch für nicht saisonbereinigte Ursprungsreihen.

---

<sup>12</sup> *Scharnagl* konnte für die Standard-Geldnachfragefunktion, das Drei-Variablen-System  $Y$ ,  $M1$  und Zins, eine Kointegrationsbeziehung nicht bestätigen. Unser Ergebnis ist nicht durch die Verwendung saisonbereinigter Daten begünstigt. Mit den Ursprungsreihen erhält man im Zwei-Variablen-System  $Y$ ,  $M1$  für den von *Scharnagl* verwendeten Fall einer auf die Langfristbeziehung beschränkten Konstanten (Zeitraum 1975:1 bis 1995:2,  $k = 4$  im Fehlerkorrekturmmodell, Dummy Deutsche Einheit 1990:3, zentrierte saisonale Dummies) eine Johansen-Spur-Statistik von 31,56 (Fehlerwahrscheinlichkeit  $\leq 1\%$ ) und bei unbeschränkter Konstante 17,49 (Fehlerwahrscheinlichkeit  $\leq 5\%$ ).

<sup>13</sup> Granger-Kausalität einer Variablen  $x$  bezüglich einer anderen Variablen  $y$  bedeutet hier, daß *gegenwärtige* Werte von  $y$  durch *vergangene* Werte von  $x$  besser vorhergesagt werden können, als bei einem Verzicht auf die Berücksichtigung dieser vergangenen Werte von  $x$  (*Granger* 1969).

<sup>14</sup> Die Lag-Struktur ist jeweils  $k - 1$  (mit  $k$  aus Tabellen 1 bis 3).

**Tabelle 4**  
**Test auf Granger-Kausalität**

Null-Hypothese	1969:1 1990:4	1975:1 1996:2	1969:1 1996:4
$\Delta M3 \text{ (Lag)} \neg \Delta Y(t)$	1,47 (22,1%)	0,48 (61,9%)	0,31 (81,5%)
$\Delta Y \text{ (Lag)} \neg \Delta M3(t)$	0,92 (45,6%)	2,22 (11,5%)	2,49 (6,5%)
$\Delta M2 \text{ (Lag)} \neg \Delta Y(t)$	0,89 (47,3%)	kointegriert <i>Y</i> exogen	kointegriert <i>Y</i> exogen
$\Delta Y \text{ (Lag)} \neg \Delta M2(t)$	3,20 <sup>*</sup> (1,8%)		
$\Delta M1 \text{ (Lag)} \neg \Delta Y(t)$	2,82 <sup>*</sup> (4,5%)	kointegriert <i>M1</i> exogen	kointegriert <i>M1</i> exogen
$\Delta Y \text{ (Lag)} \neg \Delta M1(t)$	2,28 (8,6%)		

„ $\neg$ “ bedeutet „ist nicht Granger-kausal für“.

\* Ablehnung der Null-Hypothese (keine Granger-Kausalität) bei 5 % Fehlerwahrscheinlichkeit

#### IV. Die empirische Untersuchung von Clostermann, Scharnagl und Seitz

CSS machen es sich im letzten Teil ihrer Kritik zur Aufgabe, die empirische Stabilität des von ihnen präferierten theoretischen Modells, der monetaristischen Geldnachfragefunktion, die in NuW – darauf sei nochmals hingewiesen – nicht Gegenstand der Untersuchung war, zu demonstrieren. CSS (S. 108) gehen ohne ökonomische oder zeitreihenanalytische Begründung von einem Schätzansatz aus, der einen Datengenerierungsprozeß ohne deterministische (lineare) Trends unterstellt. Technisch gesehen wird ein Modell formuliert, in dem die Regressionskonstante von vornherein nur in der (potentiellen) Langfrist-Beziehung (Kointegrationsraum) enthalten und aus der Kurzfristdynamik (Fehlerkorrekturmodell) ausgeschlossen ist. Kurzfristige Veränderungen einer Variable werden dann allein aus den eigenen verzögerten Veränderungen, aus den verzögerten Veränderungen anderer endogener Variablen des Systems sowie durch exogene Variablen erklärt. Es gibt keinerlei systematische

Einflüsse, die nicht in den Systemvariablen erfaßt sind, alle nicht-erfaßten Einflüsse sind rein stochastischer Natur.<sup>15</sup>

Die folgenden Tabellen 5 und 6 zeigen, wie die Ergebnisse von CSS von der Modellspezifikation beeinflußt werden. Die in den Schätzungen verwendeten Daten sind die nicht-saisonbereinigten Ursprungsreihen des Bruttoinlandsproduktes und von  $M3$  und des BIP-Deflators, wie sie auch von CSS verwendet wurden. Aus Platzgründen beschränken wir uns auf die Wiedergabe der Ergebnisse für die Geldnachfragefunktion mit langfristigem Zins (Umlaufsrendite festverzinslicher Wertpapiere mit einer Restlaufzeit von 10 Jahren).

Mit der CSS-Spezifikation *Modell ohne Drift* und Verwendung der „quartalsweisen“ Inflationsrate  $\Delta p = p - p(-1)$  ( $p$  ist der nat. Logarithmus des BIP-Deflators) im Kurzfrist-Modell gibt es einen Kointegrationsvektor (Tab. 5). Benutzt man hingegen die jährliche Inflationsrate  $\Delta p = p - p(-4)$ , dann ist die Kointegrationsbeziehung selbst in der CSS-Spezifikation nur noch bei Verzicht auf eine Small-Sample-Korrektur signifikant (Tab. 6).<sup>16</sup>

Wird die Beschränkung der Konstante auf die Langfristbeziehung aufgehoben (*Modell mit Drift*), kann die Hypothese fehlender Kointegration – mit Ausnahme von Tab. 5 und Verzicht auf Berücksichtigung einer Small-Sample-Korrektur – nicht mehr abgelehnt werden.

Die Notwendigkeit, die Konstante auf den Kointegrationsvektor zu beschränken, kann im Rahmen des Johansen-Ansatzes durch einen Likelihood-Ratio-Test überprüft werden. Für die CSS-Spezifikation mit quartalsweiser Inflationsrate in der Kurzfristdynamik erhält man für den festgestellten Kointegrationsvektor die Ergebnisse der Tab. 7.

Die LR-Statistiken aller Elemente des Kointegrationsvektors mit Ausnahme der Konstante überschreiten den Wert der theoretischen Vertei-

---

<sup>15</sup> Vgl. hierzu Doornik/Hansen (1995, S. 73): „The status of the non-modelled variables can importantly affect the outcome of cointegration analysis. This is because of the implicit conditioning involved in different assignments. Here [im von Doornik/Hansen verwendeten Beispiel], the *Constant* is unrestricted. This allows for non-zero drift in any unit-root processes found by the cointegration analysis. Unless there are good reasons to the contrary, it is usually unwise to force the constant to lie in the cointegration space only [unsere Hervorhebung]: however, when modelling variables with no possibility of inherent drift, such as interest rates, it can be useful to restrict the constant.“

<sup>16</sup> Der Wert der theoretischen Verteilung der Johansen-Spur-Statistik beträgt für das Modell ohne Drift 34,91 (41,07) bei 5 % (1 %) Fehlerwahrscheinlichkeit (Osterwald-Lenum 1992, Tab. 1\*) und für das Modell mit Drift 29,68 (35,65) bei 5 % (1 %) Fehlerwahrscheinlichkeit (Osterwald-Lenum 1992, Tab. 1).

*Tabelle 5*  
**Geldnachfragefunktion mit quartalsweiser Inflationsrate**

Null-Hypothese	<i>Drift</i>	<i>ohne Drift (CSS)</i>
$n = 0$	33,24 <sup>*</sup> (27,09)	80,64 <sup>**</sup> (65,71 <sup>**</sup> )
$n = 1$	10,51 (8,56)	14,86 (12,11)
$n = 2$	1,12 (0,91)	4,90 (3,99)

\* ... Fehlerwahrscheinlichkeit < 5 % (1 %) (Werte mit Small-Sample-Korrektur in Klammern)

*Tabelle 6*  
**Geldnachfragefunktion mit jährlicher Inflationsrate**

Null-Hypothese	<i>Drift</i>	<i>ohne Drift</i>
$n = 0$	24,01 (19,56)	38,18 <sup>*</sup> (31,11)
$n = 1$	8,36 (6,81)	13,54 (11,03)
$n = 2$	0,91 (0,75)	6,07 (4,94)

\* Fehlerwahrscheinlichkeit < 5 % (Werte mit Small-Sample-Korrektur in Klammern)

lung von 3,84.  $M3$ ,  $Y$  und  $r$  sind somit signifikante Elemente der Kointegrationsbeziehung, nicht aber die Konstante.<sup>17</sup>

Abschließend sei noch das Ergebnis von CSS (S. 109) überprüft, daß die „Exogenitätstests die schwache Exogenität der Transaktionsgröße [ $Y$ , d. Verf.] und der Opportunitätskosten [ $r$ , d. Verf.]“ anzeigen. Das Ergeb-

---

<sup>17</sup> Geht man vom Modell *mit Drift* aus und schätzt die Koeffizienten des Fehlerkorrekturmödells, so zeigt sich, daß die – nun unbeschränkte – Konstante in den Gleichungen für die Veränderung von  $M3$  bzw.  $Y$  hochsignifikant ist. Wieso beschränken also CSS die Konstante ohne weitere Überprüfung a priori auf den Kointegrationsvektor?

*Tabelle 7*  
**Test auf Ausschluß aus dem Kointegrationsvektor**

LR-TEST $\chi^2$ ( $n=1$ , Freiheitsgrad=1)				
$\chi^2$ (95%)	M3	Y	r	Konstante
3,84	12,16	10,37	5,49	1,62

*Tabelle 8*  
**Test auf Exogenität im Kointegrationsvektor**

LR-TEST $\chi^2$ ( $n=1$ , Freiheitsgrad=1)			
$\chi^2$ (95%)	M3	Y	r
3,84	55,81	4,24	0,04

nis unseres Exogenitätstests mit der CSS-Spezifikation im Rahmen des Johansen-Verfahrens liefert Tab. 8.

Vergleicht man wiederum die empirischen LR-Statistiken mit dem theoretischen Wert, so besagt Tab. 8, daß sowohl M3 als auch Y als endogen anzusehen sind. Der Zins hingegen ist im Kointegrationsvektor deutlich exogen.

Es ist schon bedenklich, wenn die Existenz von angeblichen langfristigen Beziehungen und Kausalstrukturen von den Annahmen über Konstanten und die Hinzunahme von Stabilisatoren der kurzfristigen Dynamik wie der Inflationsrate abhängt.

## V. Keine realen Effekte der deutschen Geldpolitik?

Polemisch nennen CSS (S. 112) die Ergebnisse in NuW „geradezu ein Paradebeispiel dafür, daß die deutsche Geldpolitik kurzfristig nahezu keine realen Effekte erzeugt“. Ihr eigener Ansatz liefert jedoch ein „Paradebeispiel“ für kurzfristig reale Effekte der deutschen Geldpolitik.

Schätzt man die Parameter des kurzfristigen Systems unter Verwendung der sich im CSS-Ansatz ergebenden Langfristbeziehung ( $t$ -Werte in Klammern unter den normalisierten Koeffizienten),

$$M3 = 1,25 Y - 1,89 r - 0,66 , \\ (25,0) \quad (2,81) \quad (1,82)$$

die sich von den CSS-Ergebnissen (vgl. deren Tab. 2, S. 109) nur in der etwas geringeren Semielastizität des langfristigen Zinses (dort -2,34) unterscheidet<sup>18</sup>, und der von CSS angegebenen Lag-Struktur von  $k = 4$  im Fehlerkorrekturmodell, zeigt sich in der Systemgleichung für die Veränderung des realen BIP ( $\Delta Y$ ) ein signifikant positiver Einfluß der verzögerten Veränderungen von  $M3$ . Tab. 9 gibt die Ergebnisse auszugsweise wieder.<sup>19</sup>  $ECM(-1)$  bezeichnet den um ein Quartal verzögerten Fehlerkorrekturterm.

*Tabelle 9*  
**Fehlerkorrekturmodell der CSS-Spezifikation**

	$\Delta M3$	$\Delta Y$	$\Delta r$
$ECM(-1)$	-0,10 <sup>**</sup> (8,68)	-0,04 <sup>*</sup> (2,00)	0,30 (0,41)
$\Delta M3(-1)$	0,14 <sup>*</sup> (2,43)	0,21 <sup>*</sup> (2,19)	1,95 (0,54)
$\Delta M3(-2)$	0,02 (0,34)	0,26 <sup>**</sup> (2,65)	2,78 (0,76)
$\Delta Y(-1)$	-0,15 <sup>*</sup> (2,40)	-0,41 <sup>**</sup> (3,78)	4,00 (0,99)
$\Delta Y(-2)$	-0,02 (0,27)	-0,23 <sup>*</sup> (2,00)	-5,58 (1,30)
$\Delta r(-1)$	-0,002 (0,97)	0,007 <sup>*</sup> (2,00)	0,41 <sup>**</sup> (3,32)
$\Delta p$	-0,89 <sup>**</sup> (5,37)	-0,45 (1,56)	-3,91 (0,37)
DUM903	0,15 <sup>**</sup> (17,71)	0,11 <sup>**</sup> (7,48)	0,05 (0,09)
korr. R <sup>2</sup>	0,88	0,91	0,11

<sup>18</sup> Der Zins ist nicht logarithmiert. Eine Schätzung für die auf den Kointegrationsvektor beschränkte Konstante geben CSS nicht an.

<sup>19</sup> Verzichtet wurde auf die Angabe der insignifikanten Koeffizienten der Verzögerungen höherer Ordnung sowie auf die teilweise signifikanten Koeffizienten der saisonalen Dummies. DUM 903 bezeichnet den Übergang zu gesamtdeutschen Daten im 3. Quartal 1990.

Der Fehlerkorrekturterm, für dessen Signifikanz aufgrund der im Johansen-Verfahren festgestellten Kointegration ein Standard-*t*-Test verwendet werden kann, ist in der  $\Delta Y$ -Gleichung bei einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 5 % signifikant. Damit wird das Ergebnis des Johansen-Exogenitätstests aus Tab. 8 auch für die direkte Schätzung des Fehlerkorrekturmodells bestätigt.  $Y$  und  $M3$  stellen endogene Variablen dar, während der langfristige Zins exogen ist. Die Geldmengenpolitik der Bundesbank hat also im Untersuchungszeitraum kurzfristig reale Effekte verursacht.

## Literatur

- Clostermann, J., Scharnagl, M. und Seitz, F. (1997): Monetäres Reinvermögen versus Geldmenge M3 – Eine Entgegnung, in: Kredit und Kapital 30, S. 101 - 115.* – *Doornik, J. und Hendry, D. F. (1995): PCFiml 8.0. Interactive Econometric Modelling of Dynamic Systems, London u.a.* – *Engle, R. F. und Granger, C. J. W. (1991): Long-Run Economic Relationships. Readings in Cointegration, Oxford.* – *Granger, C. J. W. (1969): Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods, in: Econometrica 37, S. 424 - 438.* – *Granger, C. J. W. und Newbold, P. (1974): Spurious Regression in Econometrics, in: Journal of Econometrics 2, S. 111 - 120.* – *Hafer, R. W. und Kutan, A. M. (1997): More Evidence on the Money-Output Relationship, in: Economic Inquiry 35, S. 48 - 58.* – *Hamilton, J. D. (1994): Time Series Analysis, Princeton.* – *Miyao, R. (1996): Does a Cointegrating M2 Demand Relation Really Exist in the United States?, in: Journal of Money, Credit, and Banking 28, S. 365 - 380.* – *Neumann, M. (1992): Verkehrte Richtung, in: Wirtschaftswoche, Heft Nr. 31, S. 24.* – *Neumann, M. und Weigand, J. (1996): Monetäres Reinvermögen versus Geldmenge M3. Zur Indikatorqualität alternativer monetärer Aggregate, in: Kredit und Kapital 29, S. 224 - 243.* – *Neumann, M. und Weigand, J. (1997): Geldpolitik und Konjunktur, in: ifo Studien 43, S. 195 - 209.* – *OECD (1993): Economic Surveys 1992 - 1993, Paris.* – *Osterwald-Lenum, M. (1992): A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the ML Cointegration Rank Test Statistic, in: Oxford Bulletin of Economics and Statistics 54, S. 461 - 472.* – *Pesek, B. und Saving, T. R. (1967): Money, Wealth and Economic Theory, New York.* – *Reimers, H.-E. (1992): Comparison of Tests for Multivariate Cointegration, in: Statistical Papers 33, S. 335 - 359.* – *Rotemberg, J. J., Driscoll, J. C. und Poterba, J. M. (1995): Money, Output, and Prices: Evidence From a New Monetary Aggregate, in: Journal of Business & Economic Statistics 13, S. 67 - 83.* – *Scharnagl, M. (1996): Geldmengenaggregate unter Berücksichtigung struktureller Veränderungen an den Finanzmärkten, Diskussionspapier 2/96, Volkswirtschaftliche Forschungsgruppe der Deutschen Bundesbank.* – *Sims, C. A. (1972): Money, Income and Causality, in: American Economic Review 62, S. 540 - 552* – *Sims, C. A. (1980): Macroeconomics and Reality, in: Econometrica 48, S. 1 - 48.* – *Toda, H. Y. (1994): Finite Sample Properties of Likelihood Ratio Tests for Cointegrating Ranks When Linear Trends are Present, in: Review of Economics and Statistics 76, S. 666 - 79.*

## Zusammenfassung

### **Monetäres Reinvermögen versus Geldmenge M3: Eine Erwiderung**

Der Beitrag beschäftigt sich mit der Kritik von Clostermann, Scharnagl und Seitz (CSS) an unserem Artikel „Monetäres Reinvermögen versus Geldmenge M3“. Gezeigt wird, daß die Ergebnisse entgegen den Behauptungen von CSS nicht auf einer günstigen Abgrenzung des Untersuchungszeitraumes beruhen. Auch unter Berücksichtigung gesamtdeutscher Daten ab 1991 bleibt die ursprüngliche Schlußfolgerung bestehen: Zwischen M3 und BSP (in konstanten Preisen) besteht keine langfristige Beziehung (Kointegration), während monetäres Reinvermögen und BSP kointegriert sind. M3 ist daher kein geeigneter Indikator, um reale Effekte der Geldpolitik zu erfassen. Unsere Überprüfung der von CSS vorgelegten Ergebnisse einer eigenen Untersuchung zur üblicherweise verwendeten Geldnachfragefunktion ergab, daß die Existenz einer Kointegrationsbeziehung zwischen M3, BIP und Zins wesentlich von der Modellierung der deterministischen Komponenten des Fehlerkorrekturmodells abhängt. Interessanterweise treten selbst in dem von CSS präferierten Schätzansatz kurz- und langfristige reale Effekte der Geldpolitik auf. (JEL E5)

## Summary

### **Net Monetary Wealth versus Money Supply M3: A Reply**

The paper deals with the critique advanced by Clostermann, Scharnagl and Seitz (CSS) against our article „Net Monetary Wealth versus Money Supply M3“. We present evidence refuting the CSS allegation that our former results benefitted from a favorable choice of the sample period. Extending the sample period to include the period after German reunification (1991 to 1996) reinforces our original conclusion: A cointegrating relationship between M3 and GDP (in real terms) does not show up, while net monetay wealth and GDP cointegrate. Thus M3 is not a reliable indicator of potential real effects of monetary policy. Further, we checked the cointegration results presented by CSS relating to the usual money demand function. We found that the existence of a unique cointegrating relationship between M3, GNP and the long-term interest rate is predicated on modelling the deterministic components of the underlying error correction model. Interestingly, even in the approach applied by CSS, real effects of monetary policy are observed in the short run as well as in the long run.

## Résumé

### Actifs monétaires nets versus masse monétaire M3 – Une réponse

L'article traite de la critique de Clostermann, Scharnagl et Seitz (CSS) concernant notre article «Actifs monétaires nets versus masse monétaire M3». Nous montrons que, contrairement à ce que prétendent CSS, les résultats ne bénéficient pas d'un choix favorable de la période d'analyse. Notre conclusion initiale reste valable même en prenant en compte la période après la réunification allemande en 1991. En effet, il n'existe pas de relation à long terme (cointégration) entre M3 et le PIB (en prix réels); par contre, les actifs monétaires réels et le PSB cointègrent. M3 n'est donc pas un indicateur adéquat pour mesurer les effets réels de la politique monétaire. De plus, nous avons testé les résultats de cointégration présentés par CSS relatifs à la fonction usuelle de demande monétaire. Nous avons trouvé que l'existence d'une relation de cointégration entre M3, le PNB et les taux d'intérêt dépend essentiellement de la modélisation des composantes déterministes du modèle de correction d'erreurs. Il est intéressant de constater que, même dans l'approche soutenue par CSS, la politique monétaire a des effets réels à court et long terme.