

# **Monetäres Reinvermögen versus Geldmenge $M3$**

## **Zur Indikatorqualität alternativer monetärer Aggregate**

Von Manfred Neumann und Jürgen Weigand\*, Nürnberg

### **I. Einleitung**

Angesichts des wiederholten Überschießens der Entwicklung der Geldmenge  $M3$  gegenüber der Entwicklung des Sozialprodukts ist die Eignung der von der Bundesbank als Indikator der Geldpolitik benutzten Geldmenge  $M3$  zunehmend fragwürdig geworden<sup>1</sup>. Gleichwohl beharrt die Bundesbank darauf, daß – anders als in anderen Industrieländern, wie z.B. den USA (Friedman und Kuttner 1992) – in Deutschland nach wie vor ein stabiler Zusammenhang zwischen der Geldmenge  $M3$  und dem Sozialprodukt bestehe (z.B. Issing 1992, Monatsbericht der Deutschen Bundesbank, Januar 1995, S. 25f.), wenigstens langfristig sei ein solcher Zusammenhang gegeben. Dabei konzentriert sich die Bundesbank entsprechend ihrem primären Auftrag der Sicherung der Geldwertstabilität auf den Einfluß der Geldmenge auf das Preisniveau und läßt den möglichen Effekt von Geldmengenänderungen auf das reale Sozialprodukt und damit auf den gesamtwirtschaftlichen Beschäftigungsgrad weitgehend außer acht<sup>2</sup>. Das in der jüngsten Zeit beobachtete dramati-

---

\* Wir danken Sibylle Kumpf für Hilfe bei der Datenbeschaffung und einem anonymen Gutachter für nützliche Anregungen.

<sup>1</sup> In den Jahren 1992 bis 1994 ging die Zuwachsrate von  $M3$  weit über die Wachstumsrate des nominalen Sozialprodukts hinaus, und in jüngster Zeit nahm  $M3$  sogar absolut ab, obgleich das nominelle Sozialprodukt ein Wachstum aufwies.

<sup>2</sup> Vgl. Monatsbericht der Deutschen Bundesbank Januar 1992, S. 20ff., wo ein Zusammenhang zwischen der Geldmenge  $M3$  je Einheit des realen Produktionspotentials und dem Preisniveau mit einer zeitlichen Verzögerung von 10 Quartalen, als  $2\frac{1}{4}$  Jahren für die Zeit von 1970 bis 1990 behauptet wird. Die von der Bundesbank (a.a.O., S. 2) vorgestellte Graphik läßt einen solchen Zusammenhang nur für die siebziger Jahre erkennen, aber nicht mehr für die achtziger Jahre. Überdies ist nur schwer nachvollziehbar, daß Geldmengenänderungen erst nach  $2\frac{1}{4}$  Jahren zu Preisniveauänderungen führen sollen. Zu vermuten ist, daß Geldmengenänderungen Nachfrageimpulse auslösen, die sowohl zu Preisänderungen als auch zu

sche Überschießen der Geldmengenentwicklung wird von der Bundesbank auf Sondereinflüsse zurückgeführt.

Demgegenüber soll in diesem Aufsatz gezeigt werden, daß in der Bundesrepublik Deutschland seit den achtziger Jahren ein statistisch signifikanter Zusammenhang zwischen dem Realwert der Geldmenge *M3* und dem realen Bruttosozialprodukt und damit auch zwischen *M3* und dem nominellen Bruttosozialprodukt nicht mehr besteht. Das wird auf zweierlei Weise nachgewiesen, durch eine auf Veränderungsraten bezogene Regressionsanalyse und durch eine auf die Niveaus von *M3* und Sozialprodukt bezogene Kointegrationsanalyse.

Mit diesem Befund scheint die Geldmengenpolitik ins Wanken zu geraten. Dementsprechend wurde in den USA nach alternativen Konzepten gesucht. Für die USA und auch für Deutschland fand man, daß zwischen dem Zinsgefälle, das ist die Differenz zwischen dem Kapitalmarktzins und dem Geldmarktzins, einerseits und der Entwicklung des realen Sozialprodukts andererseits ein statistisch signifikanter Zusammenhang existiert (vgl. Hesse und Roth 1992 und die dort zitierte Literatur sowie Issing 1994 und Plosser und Rouwenhorst 1994). Während jedoch die Geldmengenpolitik in der Quantitätstheorie des Geldes im Verständnis des Monetarismus eine gesicherte theoretische Grundlage besitzt, fehlt für den Zusammenhang zwischen Zinsgefälle und realem Sozialprodukt eine überzeugende theoretische Begründung<sup>3</sup>. Gesucht ist deshalb ein

---

Änderungen der Produktionsmenge führen. Obgleich erfahrungsgemäß Änderungen der Produktionsmenge – besonders in einer Rezession – schnell erfolgen, während Preise träge reagieren, kann man sich kaum vorstellen – insbesondere nicht in einem konjunkturellen Aufschwung –, daß Preisreaktionen erst mit einer Verzögerung von mehr als zwei Jahren eintreten.

<sup>3</sup> Hesse und Roth (1992) begründen den Zusammenhang in zwei Schritten. Soweit die Geldpolitik der Zentralbank am Geldmarkt ansetzt, steigt erstens bei einer restriktiven Geldpolitik der Geldmarktzins, so daß das Zinsgefälle abnimmt und im Extremfall negativ wird. Da zweitens die restriktive Geldpolitik der Zentralbank das Wachstum des realen Sozialprodukts drosselt, entsteht der erwähnte Zusammenhang zwischen Zinsgefälle und realem Sozialprodukt. Überzeugend würde diese Erklärung freilich nur dann sein, wenn erstens die Arbitrage zwischen Geldmarkt und Kapitalmarkt unvollkommen wäre und wenn zweitens die Investitionstätigkeit – entgegen der Meinung der Bundesbank – vom Geldmarktzins und weniger vom Kapitalmarktzins bestimmt würde. Eine alternative Deutung des Zusammenhangs (vgl. Business Week, January 16, 1995) erblickt in der Veränderung der Zinsstruktur den Ausdruck veränderter Erwartungen. Ein Anstieg des Kapitalmarktzinses gegenüber dem Geldmarktzins wird als Folge zukünftig erwarteter Preissteigerungen im Zuge eines kommenden konjunkturellen Aufschwungs interpretiert, ein Zurückbleiben des Kapitalmarktzinses gegenüber dem Geldmarktzins als Ausdruck der Erwartung einer kommenden Rezession.

Indikator der jeweiligen monetären Situation, der erstens eine zufriedenstellende Prognosequalität besitzt und zweitens theoretisch zureichend begründet ist.

Diese Eigenschaften besitzt ein Aggregat, das wir als monetäres Reinvermögen bezeichnen<sup>4</sup>. Die theoretischen Zusammenhänge zwischen dieser Größe und dem Sozialprodukt werden im folgenden Abschnitt II dargelegt, die Ergebnisse der empirischen Studien, in denen die höhere Leistungsfähigkeit dieses Indikators im Vergleich zu *M3* nachgewiesen wird, in den weiteren Abschnitten III und IV. Im Schlußabschnitt V werden einige wirtschaftspolitische Folgerungen gezogen.

## II. Monetäres Reinvermögen und Sozialprodukt

Aus mikroökonomischer Sicht impliziert Nutzenmaximierung bei gegebenem Reinvermögen und gegebenen Preisen, daß das individuelle Reinvermögen ein Argument der Nachfragefunktionen aller Individuen ist und daß dementsprechend das gesamtwirtschaftliche Reinvermögen eine Determinante der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage ist. Daraus folgt, daß Änderungen des Reinvermögens zusammen mit Änderungen anderer Faktoren zu einer Änderung der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage führen, so daß Änderungen des realen Sozialprodukts und des Preisniveaus resultieren.

Ein Teil des Reinvermögens ist monetärer Natur. Ob und inwieweit der Geldbestand einer Volkswirtschaft zum Reinvermögen gehört, ist in der Vergangenheit kontrovers diskutiert worden. Es erschien fraglich angesichts der Tatsache, daß der Geldbestand formal (d.h. buchhalterisch) eine Verbindlichkeit darstellt, der eine Forderung gegenübersteht (vgl. etwa Schneider 1955, S. 23f.). Richtig ist, daß eine Forderung, der in einer geschlossenen Wirtschaft natürlich eine gleichhohe Verbindlichkeit gegenübersteht, nicht zum Reinvermögen der Wirtschaft gehören kann. Pesek und Saving (1967) haben jedoch überzeugend dargelegt, daß diese Überlegung für den Geldbestand einer Volkswirtschaft nicht zutrifft, soweit Geldbestände keine Zinserträge erbringen (vgl. die Lehrbuchdarstellung bei Neumann 1991, S. 158f.).

Die Zusammenhänge lassen sich am einfachsten anhand von *T*-Konten der Bilanzen von Publikum und Banken darstellen. Angenommen sei,

<sup>4</sup> In formaler Hinsicht besitzt es eine gewisse Verwandtschaft mit zinsgewichteten Geldmengenaggregaten, wie z.B. dem Divisia-Aggregat. Vgl. dazu die Übersicht bei Issing u.a. 1993.

daß in einer Wirtschaft mit nur einer einzigen Bank der Zahlungsverkehr bargeldlos abgewickelt wird. Aus der Geldschöpfung gehen Forderungen der Bank an das Publikum hervor, denen auf der Passivseite der Bilanz des Publikums Verbindlichkeiten des Publikums gegenüberstehen. Bei einer gesamtwirtschaftlichen Konsolidierung der Bilanzen würden sich diese Posten gegeneinander aufheben. Aufheben würden sich dagegen nicht die auf der Aktivseite der Bilanz des Publikums stehenden Bankguthaben gegenüber den auf der Passivseite der Bankbilanzen erscheinenden Einlagen des Publikums, soweit der Einlagenzins niedriger ist als der Kreditzins.

Publikum		Bank	
Bankguthaben	Verbindlichkeiten an Banken	Forderungen an Kreditnehmer	Einlagen

Bankguthaben bzw. Einlagen gehören zum Reinvermögen, weil die Geldhaltung dem Guthabeninhaber einen Nutzen stiftet und der Bank ein Einkommen verschafft, da die Forderungen höher verzinslich sind als die Einlagen. In einem Gleichgewicht ist der Grenznutzen einer zinslosen Geldhaltung, wie Bargeld oder Sichteinlagen, gleich dem Kreditzins bzw. dem Zins für alternative Kapitalanlagen. Dieser Zins  $r$  ist deshalb gleich dem Marktpreis der Nutzungen des Geldes. Zinslose Geldhaltung besitzt den Charakter eines Lagerbestandes, der auf „ewige Dauer“ angelegt ist. Zur Ermittlung des Gegenwartswertes ist deshalb die Diskontierungsformel einer ewigen Rente angemessen. Diskontiert man mit dem Zins  $r$ , so erhält man als Gegenwartswert der Nutzungen der Geldhaltung den Nominalwert der zinslosen Geldbestände. Anders liegen die Dinge bei befristeten Bankguthaben, wie Termineinlagen und Spareinlagen. Bei einem Einlagenzins  $i$  ist der Grenznutzen der Geldhaltung und damit der relative Marktpreis der Nutzung des Geldes gleich der Differenz  $r - i$ <sup>5</sup>,<sup>6</sup>. Aus diesem Marktpreis der Geldhaltung, multipliziert mit

<sup>5</sup> Für diese Sichtweise ist es völlig gleichgültig, worauf der Nutzen der Geldhaltung beruht. Die von *Issing* (1992, S. 543) und *Issing* u.a. (1993, S. 8) vorgebrachte Kritik, die Bemessung des Geldnutzens anhand der Zinsdifferenz  $r - i$  lasse die im Zins enthaltende Risikokomponente unberücksichtigt, ist deshalb unbegründet. *Tobin* (1958) hatte bekanntlich die Liquiditätspräferenz als Verhalten gegenüber dem Risiko interpretiert, und *Hicks* (1967) hat Liquidität einer Vermögensanlage dadurch definiert, daß sie sich kurzfristig ohne Verlust veräußern läßt. Soweit Geldhaltung zur Wertaufbewahrung dient, ergibt sich ihr Nutzen deshalb daraus, daß Geldhaltung risikofrei ist, während alle anderen Vermögensanlagen mit Risiken verbunden sind.

dem nominellen Einlagenbestand, läßt sich dann durch Kapitalisierung der Gegenwartswert der Nutzungen der Geldhaltung ermitteln, die in den Bankeinlagen verkörpert ist. Obgleich die Einlagefrist bei Termin- einlagen und Spareinlagen im einzelnen unterschiedlich ist, wird im folgenden approximativ eine Einlagefrist von einem Jahr angenommen. Zu diskontieren ist dann (wie bei Barnett 1978) mit  $1 + r$ . Der Gegenwartswert einer Einlageneinheit, die einen Ertrag von  $1 + i$  bringt, ist demnach

$$\frac{(1 + r) - (1 + i)}{1 + r} = \frac{r - i}{1 + r}. \text{ } \gamma$$

Das Aggregat, das sich aus der Summe der Nominalwerte von Bargeld und Sichteinlagen des Publikums sowie den mit der obigen Formel gewichteten zinstragenden Bankeinlagen des Publikums ergibt, wollen wir das monetäre Reinvermögen nennen<sup>8</sup>. Es stellt eine Kombination von Geldmengenaggregaten und der Zinsstruktur dar<sup>9</sup>. Sowohl die Geld-

<sup>6</sup> Ebenso ist das von Issing u.a. (1993, S. 9 Fußnote 11) erwähnte Beispiel, 20 Fahrräder könnten die Fahrdienste eines Autos ersetzen, wenn der Preis eines Fahrrads  $1/20$  des Autopreises sei, abwegig, wenn es ironisch gemeint sein sollte. Wenn der Fahrradpreis gleich  $1/20$  des Autopreises ist, so beträgt in einem Gleichgewicht in der Tat die Grenzrate der Substitution zwischen Fahrrad und Auto, also das Grenznutzenverhältnis,  $1/20$ , und der Marktwert eines Autos ist gleich dem von 20 Fahrrädern. Natürlich ist im allgemeinen der Nutzen eines Gutes höher als sein Grenznutzen. Gleichwohl wird der Marktwert eines Gutes nach dem Preis bemessen, der im Gleichgewicht gleich dem Grenznutzen (dividiert durch den Grenznutzen des Einkommens) ist.

<sup>7</sup> In einem kurzen Beitrag in der Wirtschaftswoche (1992) hatte Neumann auch für Termin- und Spareinlagen zur Kapitalisierung die Formel der ewigen Rente verwendet, so daß für eine Einlageneinheit der Gegenwartswert  $(r - i)/r$  beträgt. Issing u.a. (1993, S. 9) nannten das Ergebnis die „bargeldäquivalente Geldmenge“, andere sprachen von der „Neumann-Geldmenge“ (z.B. Clostermann 1992, Neuhäus 1992). Wir geben diese Formulierung hier auf, weil mit einer Kapitalisierung nach der Formel der ewigen Rente vorausgesetzt wird, daß die Zinssifferenz  $r - i$  in konstanter Höhe dauernd anfällt, während die Zinssätze in der Realität im Zeitablauf variieren. Ferner führt die Kapitalisierungsformel der ewigen Rente zu einem Geldmengenaggregat, das bei Zinsänderungen extremen Schwankungen unterliegt, was Issing offenbar veranlaßt hat, dem Konzept von vornherein zu mißtrauen.

<sup>8</sup> Ein alternatives Aggregat, für dessen Berechnung Bargeld und Sichteinlagen des Publikums, für die  $i = 0$  ist, mit dem Quotienten  $r/1 + r$  gewichtet werden, liefert statistisch vollkommen insignifikante Resultate.

<sup>9</sup> Anders als das Zinsgefälle  $r - i$  ist  $(r - i)/(1 + r)$  gegenüber Inflationserwartungen  $\pi'$  invariant, denn bei einem Realzins am Kapitalmarkt von  $\rho$  und einem Realzins des Bankguthabens  $\rho_i$  ist  $(1 + r) = (1 + \rho)(1 + \pi')$  und  $(1 + i) = (1 + \rho_i)(1 + \pi')$ , so daß sich  $(1 + \pi')$  herauskürzt. Ferner ist  $(r - i)/(1 + r)$  vermutlich von der Zinshöhe unabhängig und unter dieser Voraussetzung ein Maß für den Anstieg der Zinskurve.

menge als auch die Zinsstruktur kann von der Bundesbank beeinflußt werden. Damit ist eine der notwendigen Bedingungen für die Eignung einer ökonomischen Variablen als monetärer Indikator und Zwischenziel der Geldpolitik erfüllt. Auch die zweite Bedingung, daß zwischen dem Indikator und dem Sozialprodukt ein enger Zusammenhang bestehen müsse, ist für das monetäre Reinvermögen erfüllt, wie im folgenden Abschnitt zu zeigen sein wird.

Aus theoretischer Sicht ist zu erwarten, daß in einem langfristigen Wachstumsgleichgewicht das reale monetäre und das reale nicht-monetäre Reinvermögen im Gleichschritt mit dem realen Sozialprodukt zunehmen. Kurzfristig muß dies jedoch nicht gelten. Im konjunkturellen Auf und Ab ändern sich die Ertragserwartungen der Wirtschaftssubjekte, und damit ändert sich auch die Zinsstruktur. Daraus folgt, daß sich bei optimistischen Ertragserwartungen der Wert des monetären Reinvermögens erhöht, bei pessimistischen Ertragserwartungen dagegen vermindert. Dementsprechend ergeben sich für die gesamtwirtschaftliche Nachfrage expansive bzw. dämpfende Vermögenseffekte. Analoges gilt, wenn die Zentralbank die Geldmengenaggregate verändert. Da die Reaktionen im finanziellen Sektor der Wirtschaft schneller erfolgen als im realen Sektor der Wirtschaft, kann man erwarten, daß finanzielle Variable und damit auch das monetäre Reinvermögen gegenüber dem Sozialprodukt einen Vorlauf aufweisen.

### III. Regressionsanalyse

In der folgenden empirischen Analyse wird die Entwicklung des realen Sozialprodukts von 1970 bis 1994 alternativ der Entwicklung der realen Geldmenge  $M3$  und des realen monetären Reinvermögens gegenübergestellt. Das monetäre Reinvermögen wird für diesen Zweck als

$$Q := M1 + (M2 - M1) \frac{r - i_T}{1 + r} + (M3 - M2) \frac{r - i_s}{1 + r}$$

definiert. Dabei ist  $r$  die Umlaufrendite festverzinslicher Wertpapiere,  $i_T$  der Zins für Dreimonatsgeld und  $i_s$  der Zins für Spareinlagen mit gesetzlicher Kündigungsfrist bzw. mit einer Kündigungsfrist von bis zu 3 Monaten<sup>10</sup>. Verwendet wurden Vierteljahreswerte saisonbereinigter Reihen des Bruttosozialprodukts (BSP) und der Geldmengenaggregate  $M1$ ,  $M2$  und  $M3$ <sup>11</sup>. Für die Jahre 1991 bis 1994 wurden für die neuen

<sup>10</sup> Quelle: Statistischer Teil der Monatsberichte der Deutschen Bundesbank.

<sup>11</sup> Quelle: Deutsche Bundesbank, Saisonbereinigte Wirtschaftszahlen.

Bundesländer die vom DIW mitgeteilten vierteljährlichen Ursprungswerte des *BSP* verwendet und, da saisonbereinigte Reihen für Ostdeutschland zum Zeitpunkt der Untersuchung noch nicht vorlagen, mit den Saisonfaktoren Westdeutschlands aus dem Jahr 1990 korrigiert. Zur Preisbereinigung der Geldmengenaggregate wurde der Deflator des *BSP* verwendet.

Einen ersten Eindruck von der Entwicklung der drei Reihen für das reale Bruttonsozialprodukt *BSP*, die reale Geldmenge *M3R* und das reale monetäre Reinvermögen *QR* wird durch die Abbildungen 1 und 2 vermittelt, in denen die Entwicklung der Veränderungsraten in einem Quartal gegenüber dem jeweiligen Quartal des Vorjahres dargestellt ist. Infolge des Bruchs der Reihen ab 1991 können Veränderungsraten für 1991 nicht sinnvoll definiert werden.

Betrachtet man die Graphiken der Veränderungsraten, so zeigen sich zwischen dem Sozialprodukt einerseits und *M3* bzw. dem monetären Reinvermögen andererseits deutliche Zusammenhänge. Bei *M3* sind sie freilich für die siebziger Jahre ausgeprägter als für die spätere Zeit. Auffällig ist ferner, daß es zeitliche Verzögerungen der Zusammenhänge gibt, wobei deren Länge nicht konstant ist.

Die Abbildungen der Veränderungsraten vermitteln den Eindruck stationärer Reihen, was durch entsprechende Einheitswurzeltests bestätigt wird (siehe Abschnitt IV, Tabelle 4). Um die Beziehungen zwischen den Variablen unter Berücksichtigung der Variabilität der zeitlichen Verzögerungen regressionsanalytisch zu untersuchen, wurde ein Vektorautoregressionsansatz (VAR) gewählt<sup>12</sup>. Geschätzt wurden die VAR-Modelle (Zeitindex  $t = 1, \dots, T$ )

$$(1a) \quad \begin{aligned} WBSP_t &= a + \sum_{i=1}^4 b_i WBSP_{t-i} + \sum_{i=1}^4 c_i WQR_{t-i} + \varepsilon_t \\ WQR_t &= a' + \sum_{i=1}^4 b'_i WBSP_{t-i} + \sum_{i=1}^4 c'_i WQR_{t-i} + \varepsilon'_t \end{aligned}$$

$$(1b) \quad \begin{aligned} WBSP_t &= a + \sum_{i=1}^4 b_i WBSP_{t-i} + \sum_{i=1}^4 c_i WM3R_{t-i} + \varepsilon_t \\ WM3R_t &= a' + \sum_{i=1}^4 b'_i WBSP_{t-i} + \sum_{i=1}^4 c'_i WM3R_{t-i} + \varepsilon'_t. \end{aligned}$$

---

<sup>12</sup> Zur Analyse der Beziehungen zwischen den nichtstationären Zeitreihen der Niveauwerte der Variablen siehe Abschnitt IV.

Abb. 1

Veränderung der realen Geldmenge M3 (WM3R) und des realen Bruttonsozialprodukts (WBSP)

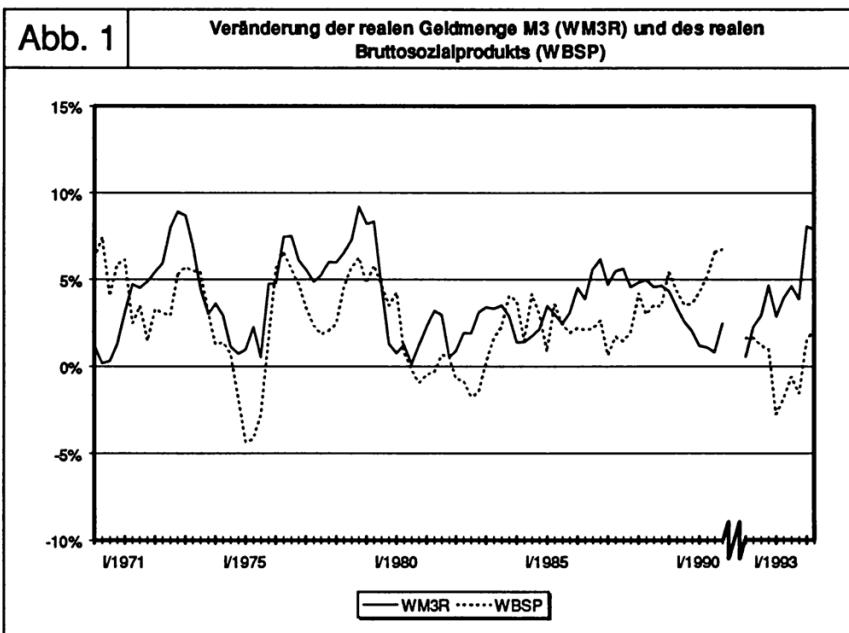
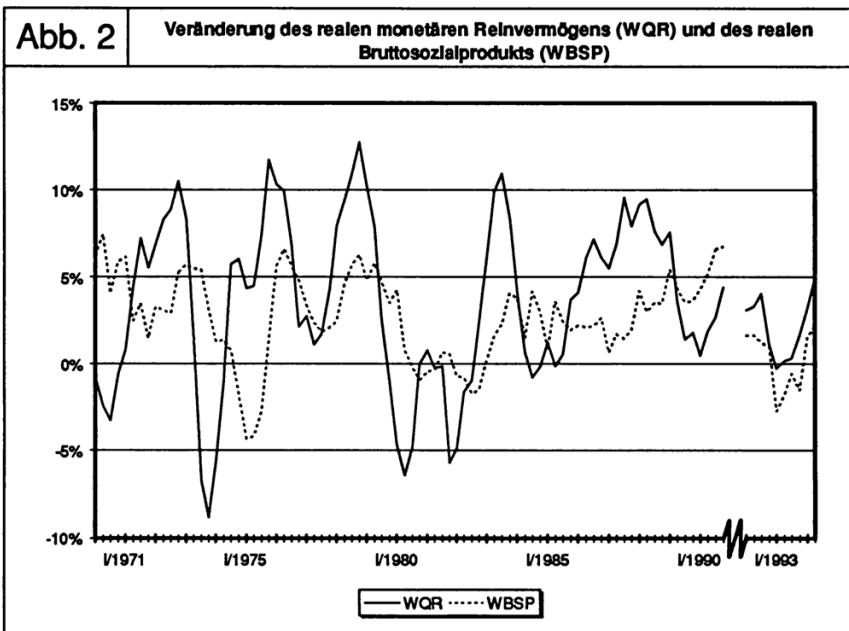


Abb. 2

Veränderung des realen monetären Reinvermögens (WQR) und des realen Bruttonsozialprodukts (WBSP)



Die Wachstumsraten des realen Bruttosozialprodukts *WBSP*, der realen *M3*-Geldmenge *WM3R* und des realen monetären Reinvermögens *WQR* werden dabei auf verzögerte eigene Werte sowie auf verzögerte Werte der anderen Variable regressiert. Eine Kausalstruktur ist a priori nicht vorgegeben. Um Autokorrelation der Störterme zu vermeiden, wurden zeitliche Verzögerungen von bis zu vier Quartalen berücksichtigt. Die Einbeziehung verzögterer endogener Variablen ist auch aus ökonomischen Erwägungen sinnvoll. Man kann eigentlich nicht erwarten, daß Veränderungen des realen Bruttosozialprodukts allein durch Änderungen monetärer Größen hervorgerufen werden. Die Einbeziehung der verzögerten Variablen hat die Funktion, den Einfluß aller übrigen, nicht näher spezifizierten Einflußfaktoren für die Veränderung des realen Bruttosozialprodukts aufzufangen<sup>13</sup>.

Die VAR-Modelle (1a) und (1b) wurden jeweils für den Gesamtzeitraum 1970:1 bis 1990:4 sowie für einen verkürzten Zeitraum, der von einer Konjunkturspitze (1978:4) zu einer späteren (1990:4) reicht, geschätzt. Die Ergebnisse dieser Schätzungen sind in den nachfolgenden Tabellen 1 und 2 dargestellt.

Tabelle 1 faßt die Schätzergebnisse für die Teilregressionen des VAR-Modells (1) mit *WBSP* als abhängiger Variable zusammen. Die Koeffizienten der um ein Quartal verzögerten Variablen *WBSP*, *WQR* sowie *WM3R* sind im Gesamtzeitraum 1970:1 bis 1990:4 auf dem 1%-Niveau signifikant. Im verkürzten Zeitraum verschwindet die Signifikanz des Koeffizienten der realen *M3*-Geldmenge jedoch vollständig, während der Koeffizient des monetären Reinvermögens noch auf dem 10%-Niveau gesichert ist.

Zudem sind in Tabelle 1 die Ergebnisse eines Prognosetests (Chow 1960) angegeben.<sup>14</sup> Auf Basis der geschätzten Regressionen für den Zeitraum 1970:1 bis 1988:3 sowie für den verkürzten Zeitraum 1978:4 bis 1988:3 wurden die Veränderungsraten des realen BSP für die fünf Quartale 1988:4 bis 1990:4 prognostiziert und mit den tatsächlichen Werten verglichen. Modell (1a) mit *WQR* liefert auf Basis der Schätzung für den

<sup>13</sup> Aus diesem Grunde sind auch Einfachkorrelationen, wie sie Clostermann (1992) verwendete, unzuverlässig.

<sup>14</sup> Tabelle 1 enthält ferner die Ergebnisse von Lagrange-Multiplikator-(LM)-Tests auf Autokorrelation und autoregressiv bedingte Heteroskedastizität (ARCH) der Störterme (vgl. Godfrey 1988, S. 112 ff.). Angegeben sind  $\chi^2(4)$ -verteilte Teststatistiken für autoregressive Prozesse 4. Ordnung (vgl. Kmenta 1986, S. 325 f.). Ljung-Box-Q-Tests zeigten bei vier Verzögerungen keine Autokorrelation höherer Ordnung an.

*Tabelle 1*  
**Schätzung der VAR-Modelle (1a) und (1b) für WBSP**

	1970:1 - 1990:4		1978:4 - 1990:4	
WBSP(-1)	0,783*** (6,98)	0,813*** (6,96)	0,535*** (3,47)	0,686*** (4,57)
WBSP(-2)	-0,016 (0,11)	-0,002 (0,01)	0,228 (1,31)	0,213 (1,12)
WBSP(-3)	0,059 (0,42)	0,035 (0,24)	0,317* (1,83)	0,236 (1,19)
WBSP(-4)	-0,200* (1,83)	-0,202* (1,79)	-0,179 (1,19)	-0,252 (1,57)
WQR(-1)	0,179** (2,42)	-	0,155* (1,79)	-
WQR(-2)	-0,110 (0,90)	-	-0,034 (0,25)	-
WQR(-3)	-0,035 (0,29)	-	0,043 (0,31)	-
WQR(-4)	0,114 (0,13)	-	-0,103 (1,04)	-
WM3R(-1)	-	0,335** (2,35)	-	0,075 (0,40)
WM3R(-2)	-	-0,218 (1,01)	-	0,047 (0,17)
WM3R(-3)	-	-0,047 (0,22)	-	0,106 (0,38)
WM3R(-4)	-	0,047 (0,33)	-	-0,258 (1,29)
KONSTANTE	0,004 (1,40)	0,005 (1,46)	0,001 (0,35)	0,004 (1,13)
<b>OLS-Schätzungen, absolute t-Werte in Klammern</b>				
T	80	80	49	49
$\bar{R}^2$	0,720	0,697	0,718	0,674
Prognose(Chow) $\chi^2(5)$	8,85	13,19**	19,93***	14,70**
Autokorrelation (LM) $\chi^2(4)$	7,98	7,82	2,26	3,85
ARCH $\chi^2(4)$	8,81	8,08	3,51	2,50
<b>Irrtumswahrscheinlichkeit: * <math>\leq 10\%</math>, ** <math>\leq 5\%</math>, *** <math>\leq 1\%</math></b>				

Zeitraum 1970:1 bis 1988:3 gute Prognosen der BSP-Entwicklung in den Quartalen 1988:4 bis 1990:4, nicht jedoch unter Verwendung der verkürzten Periode. Modell (1b) mit  $WM3R$  führt bei beiden Schätzzeiträumen zu signifikanten Prognosefehlern.

Wenig sinnvoll ist eine Prognose von  $WBSP$  für die Zeit nach 1990:4 auf Basis einer Schätzung von Modell (1a) mit  $WQR$  ( $t - 1$  bis  $t - 4$ ) über

*Tabelle 2*  
**Signifikanztests und bivariate Granger-Kausalitäts-Tests**

1970:1 bis 1990:4			
Verzögerte Variablen	Einfluß auf <i>WBSP</i> (t)	Einfluß auf <i>WQR</i> (t)	Einfluß auf <i>WM3R</i> (t)
<i>WBSP</i> (t-1 bis t-4)	72,59*	6,06	2,14
<i>WQR</i> (t-1 bis t-4)	11,93*	124,94*	-
<i>WM3R</i> (t-1 bis t-4)	7,10	-	105,00*
1978:4 bis 1990:4			
Verzögerte Variablen	Einfluß auf <i>WBSP</i> (t)	Einfluß auf <i>WQR</i> (t)	Einfluß auf <i>WM3R</i> (t)
<i>WBSP</i> (t-1 bis t-4)	38,67*	0,99	5,78
<i>WQR</i> (t-1 bis t-4)	10,93*	75,42*	-
<i>WM3R</i> (t-1 bis t-4)	3,76	-	71,00*

\* Irrtumswahrscheinlichkeit  $\leq 5\%$

den Gesamtzeitraum 1970:1 bis 1990:4, da mit der Wiedervereinigung Deutschlands nach 1990 ein Strukturbruch eingetreten ist. Praktisch unmöglich ist auch eine Regressionsanalyse, die sich nur auf den Zeitraum 1992 bis 1994 bezieht. Die Zahl der vorliegenden Beobachtungen ( $T = 10$ ) ist zu klein, um statistisch zuverlässige Ergebnisse erwarten zu können.

Tabelle 2 faßt die Ergebnisse der Signifikanz- und Kausalitätstests zusammen. In beiden Schätzzeiträumen wird die Entwicklung der jeweiligen Variable in jeder Periode (t) – wie zu erwarten – signifikant von ihrer eigenen Entwicklung in den Vorperioden ( $t - 1$  bis  $t - 4$ ) bestimmt. Weiterhin zeigt sich, daß *WQR* im Gegensatz zu *WM3R* Granger-kausal ist bezüglich *WBSP*<sup>15</sup>. Die verzögerten Werte von *WQR* liefern also in beiden Zeiträumen einen signifikanten Beitrag zur Prognose von *WBSP*. Rückkopplungseffekte bestehen jedoch nicht. Der Beitrag der verzögerten Werte von *WBSP* zur Prognose von *WQR* bzw. *WM3R* ist statistisch insignifikant.

Anstelle des VAR-Modells wurde alternativ eine Regression mit der unverzögerten Veränderungsrate der *M3*-Geldmenge als Determinante

<sup>15</sup> Eine Variable  $y$  heißt Granger-kausal beeinflußt von einer Variable  $x$ , wenn verzögerte Werte von  $x$  signifikant zur Prognose von  $y$  beitragen. Die Nullhypothese unterstellt, daß die verzögerten Werte von  $x$  zusammen keinen Einfluß auf  $y$  ausüben (in Modell (1):  $c_1 = c_2 = c_3 = c_4 = 0$  bzw.  $c'_1 = c'_2 = c'_3 = c'_4 = 0$  sowie  $b_1 = b_2 = b_3 = b_4 = 0$  und  $b'_1 = b'_2 = b'_3 = b'_4 = 0$ ). Die entsprechenden Likelihood-Ratio-Testgrößen sind  $\chi^2(4)$ -verteilt mit einer kritischen 5 %-Schwelle zur Ablehnung der Nullhypothese von 9,49.

Tabelle 3

Beziehung zwischen den Veränderungsraten von  $BSP$  und  $M3R$ 

	1970:1-1990:4	1978:4-1990:4
WBSP(-1)	0,771*** (7,09)	0,696*** (4,87)
WBSP(-2)	-0,089 (0,86)	0,133 (0,36)
WM3R	0,254*** (3,84)	0,163* (1,87)
KONSTANTE	-0,000 (0,34)	-0,001 (0,20)
<b>OLS-Schätzungen, absolute t-Werte in Klammern</b>		
T	80	49
$\bar{R}^2$	0,686	0,675
Prognose(Chow) $\chi^2(5)$	13,36**	12,29**
Autokorrelation (LM) $\chi^2(4)$	9,00	5,84
ARCH $\chi^2(4)$	4,89	0,20
<b>Irrtumswahrscheinlichkeit: * <math>\leq 10\%</math>, ** <math>\leq 5\%</math>, *** <math>\leq 1\%</math></b>		

der Veränderung des realen  $BSP$  geschätzt. Das Ergebnis findet sich in Tabelle 3<sup>16</sup>. In beiden Zeiträumen existiert eine statistisch signifikante Beziehung zwischen  $WM3R$  und  $WBSP$ , wenn auch im verkürzten Zeitraum nur noch bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10%. Diesen Gleichlauf der Veränderungsraten der realen Geldmenge  $M3$  und des realen Sozialprodukts könnte man im Sinne der Quantitätstheorie des Geldes interpretieren. Selbst wenn man diesen Gleichlauf als stabile Beziehung akzeptiert, so sind doch Prognosen auf Basis dieses Schätzmodells höchst unzuverlässig, wie an dem angegebenen *Chow*-Testwert abzulesen ist. Weitergehende Tests auf Parameterstabilität (CUSUM, sequentielle *Chow*-Tests) zeigen besonders in den Quartalen 1982:4 bis 1984:1 sowie 1987:1 bis 1990:4 erhebliche Abweichungen der prognostizierten  $BSP$ -Veränderungsraten von den tatsächlichen. Die Eignung von  $M3$  als monetärer Indikator ist daher auch aus dieser Sicht zweifelhaft.

<sup>16</sup> Zwei Verzögerungen von  $WBSP$  genügten, um unkorrelierte Störterme zu gewährleisten.

#### IV. Kointegrationsanalyse

Kritisch an VAR-Modellen mit differenzierten Variablen, wie sie im Abschnitt III verwendet wurden, ist, daß nur die kurzfristige Dynamik von Zeitreihen modelliert wird. Von der ökonomischen Theorie werden jedoch meist Hypothesen über langfristige Beziehungen zwischen Niveauvariablen abgeleitet. Um verlässlichere Aussagen über Ursache-Wirkungszusammenhänge oder zukünftige Entwicklungen zu erhalten, sollten mögliche langfristige Beziehungen zwischen den Niveaus der Variablen im ökonometrischen Modell Berücksichtigung finden. Zeitreihen makroökonomischer Niveauvariablen sind jedoch in der Regel nichtstationär, das heißt, sie weisen ausgeprägte, möglicherweise stochastische Trends auf, die zu Schätzproblemen führen. Mit Hilfe der Kointegrationsmethodik ist eine direkte Untersuchung nichtstationärer Niveauvariablen möglich<sup>17</sup>.

Zwei nichtstationäre Variablen gleicher Integrationsordnung<sup>18</sup> heißen kointegriert, wenn es einen Parameter  $\beta \neq 0$  gibt, der eine Linearkombination der Variablen

$$y_t - \beta' x_t = e_t.$$

mit niedrigerem Integrationsgrad erzeugt. Sind die beiden Niveauvariablen jeweils integriert vom Grade 1, I(1), dann ist bei Existenz eines solchen Kointegrationskoeffizienten  $\beta \neq 0$  die Linearkombination  $e_t$  integriert vom Grade 0, I(0). Kointegration zwischen nichtstationären Niveauvariablen kann aus ökonomischer Sicht als langfristige Gleichgewichtsbeziehung  $y = \beta' x$  interpretiert werden, wobei  $e_t$  dann Abweichungen von diesem Gleichgewicht darstellt (Engle und Granger 1987). Diese Gleichgewichtsfehler können nicht beliebig groß werden, so daß das System langfristig wieder zum Gleichgewicht zurückfindet.

Zur Beantwortung der Frage, ob eine Kointegration zwischen ln *BSP* einerseits und ln *QR* bzw. ln *M3R* andererseits vorliegt, wurde Johansens Maximum-Likelihood-Verfahren (Johansen 1988, Hamilton 1994, S. 630 ff.) für den Fall mit Trend in den Variablen verwendet. Die Schätzperiode ist ausschließlich 1970:1 bis 1990:4, da nur für diesen Zeitraum die Zahl der

<sup>17</sup> Nichtstationäre Zeitreihen sind durch zeitabhängige Mittelwerte, Varianzen und/oder Kovarianzen gekennzeichnet. Siehe zum Schätzproblem bei nichtstationären Zeitreihen und zur Kointegrationsmethodik Banerjee et al. (1993) sowie Hamilton (1994, S. 435 ff.).

<sup>18</sup> Eine stationäre Zeitreihe heißt integriert vom Grade 0, I(0). Eine nichtstationäre Zeitreihe heißt integriert vom Grade  $d (> 0)$ , wenn Stationarität durch  $d$ -malige Differenzenbildung erreicht werden kann (Engle und Granger 1987).

**Tabelle 4**  
**Einheitswurzeltest 1970:1 bis 1990:4**

Zeitreihe	$H_0$ : Random Walk mit Drift vs. $H_A$ : (trend)stationärer Prozeß
$\ln BSP$	-1,74 (0)
$\Delta \ln BSP$	-8,95** (0)
$\Delta_4 \ln BSP$	-3,80** (1)
$\ln M3R$	-2,29 (1)
$\Delta \ln M3R$	-6,76** (0)
$\Delta_4 \ln M3R$	-2,81* (4)
$\ln QR$	-2,86 (1)
$\Delta \ln QR$	-5,63** (1)
$\Delta_4 \ln QR$	-5,32** (1)

Irrtumswahrscheinlichkeit \*  $\leq 10\%$ , \*\*  $\leq 5\%$  (Dickey-Fuller-verteilte  $t$ -Werte)  
Anzahl der verzögerten Differenzen in der Dickey-Fuller-Regression in Klammern.

Beobachtungen für eine aussagefähige Kointegrationsanalyse ausreicht. Um das Johansen-Verfahren problemlos handhaben zu können, sollten die untersuchten Variablen höchstens I(1) sein.

Wie der Dickey-Fuller-Einheitswurzeltest<sup>19</sup> in Tabelle 4 zeigt, sind die Zeitreihen der Niveauvariablen, das heißt die natürlichen Logarithmen der saisonbereinigten Ursprungswerte des realen Bruttosozialprodukts, der realen M3-Geldmenge und des realen monetären Reinvermögens, I(1), da für ihre ersten Differenzen die Hypothese der Nichtstationarität abgelehnt werden kann.

<sup>19</sup> Die Nullhypothese geht davon aus, daß es sich beim wahren Datengenerierungsprozeß einer beliebigen Zeitreihe  $y$  um einen Random Walk mit Drift handelt:

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1} = a + \sum_{i=1}^m d_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t.$$

Die Alternativhypothese unterstellt einen (trend)stationären Prozeß. Geschätzt wird die Dickey-Fuller-Regression (s. *Dickey* und *Fuller* 1979, 1981, *Hamilton* 1994, S. 501 ff.).

$$\Delta y_t = a + bT + cy_{t-1} + \sum_{i=1}^m d_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t,$$

wobei  $a$  den Drift-Term,  $T$  den Zeittrend und  $\varepsilon_t$  den unabhängig normalverteilten Störterm darstellt. Unter der Nullhypothese gilt  $c = 0$ ,  $b = 0$ . Die Koeffizienten ergeben sich aus einer OLS-Schätzung der Dickey-Fuller-Regression. Die  $t$ -Werte der Koeffizienten folgen jedoch nicht der Standardverteilung (s. die Tabellierung bei *Hamilton* 1994). In die Dickey-Fuller-Regression werden so viele verzögerte Differenzen von  $y$  aufgenommen, daß die Störterme frei von Autokorrelation sind. Tabelle 4 gibt die  $t$ -Werte für die Hypothese  $c = 0$  an. Es gilt  $\Delta y = y_t - y_{t-1}$  und  $\Delta_4 y = y_t - y_{t-4}$  für  $y = (\ln BSP, \ln M3R, \ln QR)$ .

Ausgangspunkt der Kointegrationsanalyse ist das in der sog. Fehlerkorrekturform formulierte VAR-Modell der Niveauvariablen

$$(2) \quad \Delta z_t = \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta z_{t-k+1} + \Pi z_{t-k} + \varepsilon_t,$$

wobei  $z_t = (y_t, x_t)$  den Vektor der Niveauvariablen darstellt,  $\Gamma$  und  $\Pi$  sind Koeffizientenmatrizen. Die Matrix  $\Pi = \alpha\beta'$  enthält mit  $\beta$  den sog. Kointegrationsvektor. Er gibt die Koeffizienten an, die stationäre Linear-kombinationen der Niveauvariablen  $\beta' z_{t-k} = 0$  erzeugen. In einem Variablen-System mit  $n$  I(1)-Variablen kann es maximal  $(n-1)$  Kointegrationsvektoren geben. In einem System von zwei I(1)-Variablen gibt es also entweder keinen oder maximal einen Kointegrationsvektor. Die Koeffizienten im Vektor  $\alpha$  lassen sich dann als Anpassungsgeschwindigkeiten an das langfristige Gleichgewicht  $y = \beta' x$  interpretieren. Um unkorrelierte Störterme zu erhalten, wurden jeweils  $k = 4$  Verzögerungen der untersuchten Variablen berücksichtigt. Die Ergebnisse des Johansen-Kointegrationstests (Spurtest) sind in Tabelle 5 zusammenge stellt.

Da für  $M3$  die relevante statistische Maßzahl sowohl für die gleichlau fende als auch für die um ein Quartal verzögerte Zeitreihe deutlich unter dem kritischen Wert von Johansens Spurstatistik liegt, muß die Hypo these einer Kointegrationsbeziehung zwischen realem  $M3$  und realem Sozialprodukt abgelehnt werden. Dagegen liegt der Wert der Spurstatistik für den Zusammenhang zwischen dem realen monetären Reinvermögen und dem realen Sozialprodukt unverzögert und verzögert für den Gesamtzeitraum über der kritischen Grenze. Die beiden Variablen sind also kointegriert. Der Test auf (schwache) Exogenität zeigt außerdem,

*Tabelle 5*  
Ergebnisse der Kointegrationsanalyse

Kointegrationsvariablen zu $\ln \text{BSP}$	Johansens Spurstatistik
$\ln QR_t$	16,21*
$\ln QR_{t-1}$	20,11*
$\ln M3R_t$	7,86
$\ln M3R_{t-1}$	8,18

\* Irrtumswahrscheinlichkeit  $\leq 5\%$  (kritischer Wert 15,41)

daß das monetäre Reinvermögen im Untersuchungszeitraum das Niveau des realen Sozialproduktes beeinflußt. Ein umgekehrter Wirkungszusammenhang liegt nicht vor<sup>20</sup>.

Die normalisierte Kointegrationsgleichung ergibt sich aus dem Kointegrationsvektor als

$$\ln BSP_t = 0,669 \ln QR_t \quad T = 80 \\ (0,019)$$

$$\ln BSP_t = 0,663 \ln QR_{t-1} \quad T = 79 \\ (0,021)$$

(Standardfehler in Klammern). Die Koeffizienten des monetären Reinvermögens stellen Elastizitäten dar. Das bedeutet, daß im Untersuchungszeitraum eine Veränderung des realen monetären Reinvermögens um 1% durchschnittlich von einer Veränderung des realen Bruttosozialprodukts um 0,67% begleitet war.

Die gefundene Kointegrationsbeziehung kann nun in das Fehlerkorrekturmmodell (2) integriert werden, um die kurzfristige Dynamik des Variablensystems abzuschätzen. Man erhält nach OLS-Schätzung<sup>21</sup>

$$\Delta \ln BSP_t = 0,466 - 0,191 \Delta \ln BSP_{t-1} + 0,119 \Delta QR_{t-1} - 0,200 ECM_{t-1} \\ (4,44) \quad (1,36) \quad (2,55) \quad (4,39)$$

$$\bar{R}^2 = 0,23 \quad LM(4) = 1,38 \quad ARCH(4) = 1,23 \quad CHOW(5) = 0,49 \quad CUSUM = 0,36$$

und unter Berücksichtigung eines exogenen monetären Reinvermögens

$$\Delta \ln BSP_t = 0,493 - 0,175 \Delta \ln BSP_{t-1} + 0,117 \Delta QR_t - 0,211 ECM_{t-1} \\ (4,88) \quad (1,22) \quad (2,51) \quad (4,83)$$

$$\bar{R}^2 = 0,23 \quad LM(4) = 1,30 \quad ARCH(4) = 1,52 \quad CHOW(5) = 0,62 \quad CUSUM = 0,48$$

Beide Schätzgleichungen erfüllen die modelldiagnostischen Anforderungen hinsichtlich Autokorrelation, ARCH und Parameterstabilität

<sup>20</sup> Der Exogenitätstest ist ein Likelihood-Ratio-Test mit  $\chi^2$ -Verteilung. Für einen Einfluß von  $\ln QR_t$  auf  $\ln BSP_t$  ergab sich ein Testwert von 0,10, für einen umgekehrten Einfluß  $\ln BSP_t$  auf  $\ln QR_t$  ein Testwert von 15,46. Die kritische Grenze für die Ablehnung der Nullhypothese einer schwachen Kausalität ist  $\chi^2(1) = 3,84$  (Freiheitsgrad = Anzahl der Kointegrationsbeziehungen in Klammern).

<sup>21</sup> Insignifikante verzögerte Differenzen wurden sukzessive eliminiert. Unter den geschätzten Koeffizienten stehen in Klammern heteroskedastizitäts-konsistente  $t$ -Werte.

(CHOW, CUSUM). Der Fehlerkorrekturterm *ECM* (error correction mechanism) ist jeweils signifikant. Abweichungen von der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung werden demnach korrigiert: Positive (negative) Abweichungen führen zu sinkenden (steigenden) Veränderungsraten des realen Sozialprodukts. Kurzfristig erhöht sich das reale BSP nach oder mit einer Zunahme des realen monetären Reinvermögens, was durch die signifikant positiven Koeffizienten von  $\Delta \ln QR_{t-1}$  bzw.  $\Delta \ln QR_t$  angezeigt wird.

## V. Wirtschaftspolitische Folgerungen

Angesichts der Ergebnisse, über die hier berichtet wurde, sollte die Bundesbank von *M3* als monetärem Indikator Abschied nehmen. Das bedeutet nicht, daß die Geldmengensteuerung aufgegeben werden muß. Vielmehr sollte an die Stelle von *M3* ein leistungsfähigerer Indikator mit besserer Prognosequalität treten. Der von uns vorgeschlagene Indikator „reales monetäres Reinvermögen“ könnte in der verwendeten Definition oder in verfeinerter Version diese Rolle übernehmen.

Wie sich in der Vergangenheit zeigte, insbesondere in den neunziger Jahren im Vergleich der Abbildung 1 mit Abbildung 2, wird die monetäre Entwicklung durch *M3* vor einer Rezession in falscher Richtung überzeichnet<sup>22</sup>. Daraus wird dann ein Inflationspotential abgeleitet und vielfach im Interesse der Preisniveaustabilität verlangt, daß die Bundesbank die Zügel der Geldpolitik anzieht. Die Entwicklung des realen monetären Reinvermögens dagegen prognostiziert zutreffend eine kommende Rezession, was die Bundesbank dann eigentlich veranlassen sollte, einen eher expansiven Kurs einzuschlagen. Umgekehrt wird ein bevorstehender Konjunkturaufschwung von der Entwicklung von *M3* prognostisch unterzeichnet, so daß die Geldpolitik, wenn sie sich am Indikator *M3* orientiert, stabilitätspolitisch zu spät reagiert.

Es ist ferner bemerkenswert, daß Änderungen des realen monetären Reinvermögens die Höhe des realen Sozialprodukts beeinflussen. Geldpolitik wirkt also nicht nur auf das Preisniveau, vielmehr hat Geldpoli-

<sup>22</sup> Auf Neumanns Artikel „Verkehrte Richtung“ in der Wirtschaftswoche 1992, in dem anhand einer Überschlagsrechnung (s.o. Fußnote 5) gezeigt wurde, daß die so errechnete „wirkliche Geldmenge“ (die sich im gleichen Sinn wie das reale monetäre Reinvermögen verändert) stagnierte, so daß eine Rezession zu befürchten war, reagierte Issing in der Wirtschaftswoche im April 1993 mit einem Artikel unter dem Titel „Falscher Alarm“, und das zu einem Zeitpunkt, als die schwerste Rezession der Nachkriegszeit bereits voll eingesetzt hatte!

tik, die zu Änderungen des realen monetären Reinvermögens führt, auch reale Effekte und das sowohl expansiver als auch restriktiver Natur. Die Bundesbank sollte deshalb stärker als bisher auch die konjunkturellen Wirkungen der Geldpolitik im Auge behalten.

## Literatur

- Banerjee, A., Dolado, J., Galbraith, J. und Hendry, D. F.:* Co-Integration, Error-Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data, Oxford 1994. – *Barnett, W. A.:* The User Cost of Money, *Economics Letters* 1, 1978. – *Chow, G. C.:* Tests of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions, *Econometrica* 28, 1960. – *Clostermann, J.:* Die „Neumann-Geldmenge“ – Das bessere Zwischenziel?, unveröffentlichtes Manuskript, Nürnberg 1992. – *Deutsche Bundesbank:* Monatsberichte. – *Dickey, D. A. and Fuller, W. A.:* Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Society* 75, 1979. – *Dickey, D. A. and Fuller, W. A.:* Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica* 49, 1981. – *Engle, R. F. und Granger, C. W. J.:* Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica* 55, 1987. – *Friedman, B. M. and Kuttner, K. N.:* Money, Income, Prices, and Interest Rates, *American Economic Review* 82, 1992. – *Godfrey, L. G.:* Misspecification Test in Econometrics: the Lagrange Multiplier Principle and other Approaches, Cambridge 1988. – *Hamilton, J. D.:* Time Series Analysis, Princeton 1994. – *Hesse, H. und Roth, G.:* Die Zinsstruktur als Indikator der Geldpolitik? *Kredit und Kapital* 1/1992. – *Hicks, J.:* Critical Essays in Monetary Theory, Oxford 1967. – *Issing, O.:* Theoretische und empirische Grundlagen der Geldmengenpolitik der Deutschen Bundesbank, *Wirtschaftsdienst* 1992/X. – *Issing, O.:* Falscher Alarm, *Wirtschaftswoche* 1993, Nr. 14 (2.4.1993). – *Issing, O., Tödter, K.-H., Hermann, H. und Reimers, H.-E.:* Zinsgewichtete Geldmengenaggregate und M3 – ein Vergleich, *Kredit und Kapital* 1/1993. – *Issing, O.:* Zinsstruktur oder Geldmenge?, in: *Sautter, H. (Hrsg.), Wirtschaftspolitik in offenen Volkswirtschaften*, Festschrift für Helmut Hesse zum 60. Geburtstag, Göttingen 1994. – *Johansen, S.:* Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 1988. – *Kmenta, J.:* Elements of Econometrics, New York 1986. – *Neuhaus, H.:* Der Vorschlag zur Definition der Geldmenge von M. Neumann. Stabilität der Geldnachfrage und Eignung als Zwischenziel der Geldpolitik, Diplomarbeit an der Universität-Gesamthochschule Essen, 1992. – *Neumann, M.:* Theoretische Volkswirtschaftslehre I, 4. Aufl., München 1991. – *Neumann, M.:* Verkehrte Richtung, *Wirtschaftswoche* 1992, Nr. 31 (24.7.1992). – *Pennar, K.:* What the Yield Curve is Telling Us, *Business Week International*, January 16, 1995. – *Pesek, B. P. and Saving, T. R.:* Money, Wealth and Economic Theory, New York und London 1967. – *Plosser, C. I. and Rouwenhorst, K. G.:* International Term Structures and Real Economic Growth, *Journal of Monetary Economics* 33, 1994. – *Schneider, E.:* Einführung in die Wirtschaftstheorie I, 5. Aufl., Tübingen 1955. – *Tobin, J.:* Liquidity as a Behaviour Towards Risk, *Review of Economic Studies* 25, 1958.

## Zusammenfassung

### Monetäres Reinvermögen versus Geldmenge *M3* Zur Indikatorqualität alternativer monetärer Aggregate

Durch Regressions- und Kointegrationsanalyse wird gezeigt, daß seit den 80er Jahren in Deutschland ein statistisch signifikanter Zusammenhang zwischen der realen Geldmenge *M3* und dem realen Sozialprodukt nicht mehr nachweisbar ist. Demgegenüber bestand sowohl für die 70er als auch für die 80er Jahre ein theoretisch begründeter und statistisch gesicherter Zusammenhang zwischen dem realen Sozialprodukt und dem realen monetären Reinvermögen, einem zinsgewichteten Geldmengenaggregat, das aufgrund zeitlichen Vorlaufs eine recht gute Prognosequalität für das reale Sozialprodukt besitzt. Daraus folgt, daß Geldpolitik nicht nur das Preisniveau beeinflußt, sondern auch reale Effekte hat. Das monetäre Reinvermögen ist damit als geldpolitischer Indikator überlegen und sollte deshalb als Alternative zur Geldmenge *M3* in Betracht gezogen werden.

## Summary

### Net Monetary Assets versus Monetary Supply *M3* Observations on the Indicator Quality of Alternative Monetary Aggregates

Regression and co-integration analyses are used to show that the existence of a statistically significant relationship between real money supply *M3* and the real national product cannot be proven to exist any longer since the 1980s. By contrast, there were visible theoretically and statistically proven relationships both in the 1970s and the 1980s between the real national product and real net monetary wealth, i.e. an interest-weighted money supply aggregate whose time lead offers a rather good forecasting quality insofar as the real national product is concerned. It follows therefrom that monetary policy influences not only the level of prices, but has real effects as well. Net monetary wealth is thus superior to other monetary policy indicators and should therefore be considered to represent an alternative to money supply *M3*.

## Résumé

### Actif monétaire net vs masse monétaire *M3* Les aggrégats monétaires alternatifs sont-ils de bons indicateurs?

Au moyen de l'analyse de régression et de cointégration, il est montré qu'un rapport statistique significatif entre la masse monétaire réelle *M3* et le produit social réel n'est plus vérifiable depuis les années 80 en Allemagne. Par contre, il existait dans les années 70 comme dans les années 80 un rapport fondé théoriquement et garanti statistiquement entre le produit social réel et l'actif monétaire net, un aggrégat de la masse monétaire pondéré par les intérêts qui permet de prono-

tiquer assez bien le produit social réel grâce à son évolution temporelle. Il en suit que la politique monétaire n'influence pas uniquement le niveau des prix, mais qu'elle a aussi des effets réels. L'actif monétaire net est ainsi un meilleur indicateur monétaire et devrait donc être considéré comme alternative à la masse monétaire  $M3$ .