Monetäres Reinvermögen versus Geldmenge M3 – eine Entgegnung*

Von Jörg Clostermann, Michael Scharnagl und Franz Seitz,
Frankfurt/M. und Weiden

I. Einleitung

In ihrem Artikel *„Monetäres Reinvermögen versus Geldmenge M3"* (Kredit und Kapital 2/1996, S. 224ff.) empfehlen Neumann und Weigand *(NuW)* der Deutschen Bundesbank, „von M3 als monetärem Indikator Abschied zu nehmen" (S. 240). Nach ihren empirischen Ergebnissen läßt sich für M3 keine stabile Geldnachfragefunktion identifizieren. *NuW* legen deshalb der Bundesbank nahe, zukünftig ein zinsgewichtetes Geldmengenaggregat, das sogenannte monetäre Reinvermögen, als Informationsvariable für zinspolitische Entscheidungen heranzuziehen. Darüber hinaus fordern sie die Bundesbank auf, „stärker als bisher auch die konjunkturellen Wirkungen der Geldpolitik im Auge" zu behalten (S. 241). Im folgenden zeichnen wir die Argumentationskette nach, die ihren wirtschaftspolitischen Schlußfolgerungen zugrunde liegt, und prüfen sie auf ihre Stichhaltigkeit.

II. Das monetäre Reinvermögen: Eine Kritik

Schon vor einigen Jahren behauptete *Neumann* (1992) in einem Artikel der Wirtschaftswoche, ein zinsgewichtetes M3-Geldmengenaggregat – im folgenden Neumann-Geldmenge genannt – beschreibe den monetären Impuls der Geldpolitik wirklichkeitsnäher als M3.[1] Die Neumann-Geldmenge steht dabei für den Gegenwartsnutzen der Geldhaltung.[2] So

* Wir danken W. Friedmann, B. Landau, K.-H. Tödter und C. Willeke für wertvolle Hinweise und Anregungen.

1 Bei dem 1992 vorgestellten zinsgewichteten Geldmengenaggregat handelt es sich um einen noch namenlosen Vorläufer des monetären Reinvermögens, dessen gemeinsame „Wurzeln" mit der jüngst in Kredit und Kapital vorgestellten Definition jedoch unverkennbar sind.

2 Die Konzeption des Gegenwartsnutzens der Geldhaltung basiert auf Überlegungen von *Saving* (1971).

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.30.1.101 | Generated on 2025-07-25 19:07:43
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

errechnet sich z. B. der Gegenwartsnutzen einer Termineinlage folgendermaßen: Bezeichnet man mit R_t^{TE} den Zins für Termineinlagen und mit R_t die (maximal erzielbare) Rendite einer illiquiden Vergleichsanlage (benchmark asset), dann ist das Produkt aus Termineinlagenbestand (TE_t) und der Differenz $R_t - R_t^{TE}$ der Ertrag pro Periode, auf den die Wirtschaftssubjekte aufgrund ihrer Vorliebe für Termineinlagen verzichten.[3] Unter der restriktiven Annahme unendlich langer Laufzeiten, konstanter Bestände und konstanter Zinsen läßt sich durch Kapitalisierung analog der Formel einer ewigen Rente der Gegenwartsnutzen einer Termineinlage ermitteln als:

$$\text{(1)} \qquad \text{Gegenwartsnutzen einer Termineinlage} = TE_t \cdot \frac{R_t - R_t^{TE}}{R_t}.$$

Die gleichen Überlegungen gelten auch für Bargeld (BG), Sichteinlagen (SI) und Spareinlagen mit dreimonatiger Kündigungsfrist (SE). Die „Neumann"-Geldmenge (M3NEU) ist dementsprechend:

$$\text{(2)} \qquad \begin{aligned} M3NEU_t = {} & BG_t \cdot \frac{R_t - R_t^{BG}}{R_t} + SI_t \cdot \frac{R_t - R_t^{SI}}{R_t} + TE_t \cdot \frac{R_t - R_t^{TE}}{R_t} \\ & + SE_t \cdot \frac{R_t - R_t^{SE}}{R_t}. \end{aligned}$$

Aufgrund der Verwendung von relativen Nutzungskosten dieser Art erhält das Bargeld wegen seiner Unverzinslichkeit ($R_t^{BG} = 0$) im monetären Reinvermögen permanent ein Gewicht von Eins. Dementsprechend können die Gewichte als relativer Preis der jeweiligen Geldkomponente im Verhältnis zum „Preis" des Bargelds interpretiert werden.[4]

Empirische Untersuchungen zeigen, daß die Umlaufsgeschwindigkeit eines zinsgewichteten Geldmengenaggregats wie der Neumann-Geldmenge sehr volatil ist, so daß es als Zwischenziel und/oder Indikator der Geldpolitik nicht geeignet ist.[5] Ursache hierfür ist vor allem die hohe Sensibilität der Gewichte auf Veränderungen der Zinsen. Wahrscheinlich nehmen *NuW* diesen schwerwiegenden Einwand zum Anlaß, in ihrem jüngsten Aufsatz nun eine modifizierte Form dieser ursprünglichen Konzeption vorzustellen. Das „neue" Aggregat unterscheidet sich von der

---

3 Der Verzicht auf Zinsertrag bzw. der Nutzen der Geldhaltung liegt, wie *NuW* (1996) zutreffend feststellen, sowohl in der höheren Liquidität des Geldes als auch in seinem im Vergleich zu einem Wertpapier niedrigeren Risiko begründet. Siehe S. 227, Fußnote 5.

4 Aus diesem Grund bezeichnen *Rotemberg* u. a. (1991) dieses Konzept als bargeldäquivalente Geldmenge.

5 *Issing* u. a. (1992) S. 15. Zu weiteren theoretischen und empirischen Kritikpunkten siehe *Fisher* u. a. (1993).

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.30.1.101 | Generated on 2025-07-25 19:07:43
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

„alten" Definition dadurch, daß bei der Berechnung der Gewichte nicht mehr über eine unendliche Laufzeit abdiskontiert wird, sondern der Gegenwartsnutzen der Geldhaltung nur noch bezüglich einer Periode gemessen wird.[6] Diese geänderte Berechnungsweise konsequent über alle Geldkomponenten angewendet, ergibt das monetäre Reinvermögen (MRV):

$$\begin{aligned} MRV_t = BG_t \cdot \frac{R_t - R_t^{BG}}{1 + R_t} + SI_t \cdot \frac{R_t - R_t^{SI}}{1 + R_t} + TE_t \cdot \frac{R_t - R_t^{TE}}{1 + R_t} \\ + SE_t \cdot \frac{R_t - R_t^{SE}}{1 + R_t}. \end{aligned} \tag{3}$$

Strenggenommen ist dieses Aggregat allerdings keine Bestandsgröße mehr, wie die Bezeichnung monetäres Reinvermögen impliziert, sondern eine Stromgröße, da es sich um über eine Periode abdiskontierte Zinsströme handelt. Vergleicht man die Wachstumsraten dieser Definition mit M3, so zeigt sich, daß trotz der Modifikation der Gewichte dieses Aggregat weiterhin erheblich volatiler ist als M3, so daß es als geldpolitische Informationsvariable ebenso wenig tauglich ist wie die ursprüngliche Version (siehe Abb. 1).

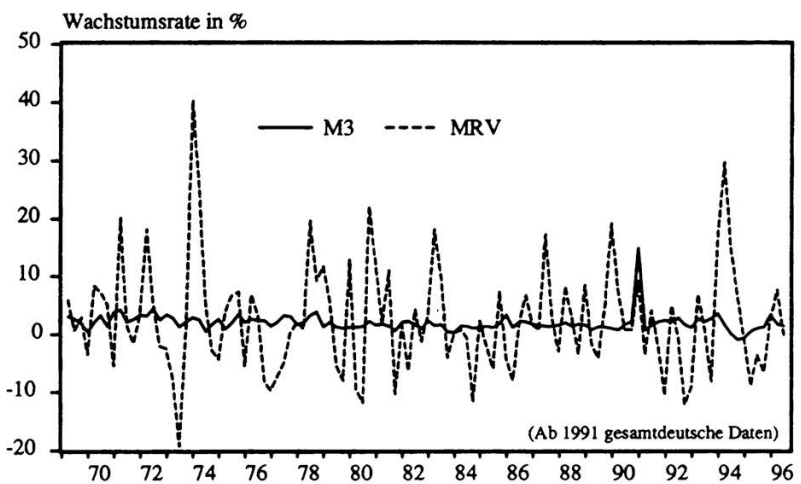

Abbildung 1: Wachstumsrate von M3 und MRV gegenüber dem Vorquartal[7]

[6] Dabei ist zu berücksichtigen, daß diese Gewichte in der Regel nicht – wie von *NuW* in Fußnote 9 (S. 233) behauptet wird – gegenüber Inflationserwartungen invariant sind. Dies würde nur gelten, wenn die Inflationserwartungen laufzeitunabhängig sind und keine laufzeitspezifischen Unsicherheiten existieren.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.30.1.101 | Generated on 2025-07-25 19:07:43
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Wohl aus diesem Grund legen *NuW* weiter Hand an dieses Aggregat und normieren – ohne eine theoretisch plausible Begründung dafür zu nennen – das Gewicht für Bargeld und Sichteinlagen auf Eins (= MRV(neu)):

$$\text{(4)} \qquad \mathrm{MRV(neu)}_t = \mathrm{BG}_t + \mathrm{SI}_t + \mathrm{TE}_t \cdot \frac{\mathrm{R}_t - \mathrm{R}_t^{\mathrm{TE}}}{1 + \mathrm{R}_t} + \mathrm{SE}_t \cdot \frac{\mathrm{R}_t - \mathrm{R}_t^{\mathrm{SE}}}{1 + \mathrm{R}_t}.$$

Einziger Hinweis von *NuW* zu dieser zusätzlichen Modifikation ist die Fußnote 8 (S. 228), in der sie anmerken, daß man – wie schon Abb. 1 vermuten läßt – mit den vorher theoretisch konsistenten Gewichten keine statistisch signifikanten Resultate erhält. Diese a priori Fixierung der Gewichte impliziert allerdings einen unendlichen Alternativzins für Bargeld und Sichteinlagen oder einen Eigenzins des Bargelds und der Sichteinlagen von –100 %.

Der Hauptkritikpunkt gegen diese Vorgehensweise ist, daß *NuW* beim Bargeld und den Sichteinlagen Bestandsgrößen (bzw. den abdiskontierten Zinsertrag über alle künftigen Perioden) und bei den Termin- und Spareinlagen Stromgrößen (abdiskontierter *ein*periodiger Zinsentgang) in willkürlicher und statistisch nicht zulässiger Weise aggregieren. Diese Art des „Zusammenzählens" ist genauso fragwürdig wie die Inventur eines Weinbesitzers, der seinen Weinbestand als Summe aus dem Rotweinbestand (Liter) plus dem von ihm pro Jahr getrunkenen Weißweinbestand (Liter/Jahr) berechnet.

Darüber hinaus dürfte das überproportionale Gewicht von Bargeld und Sichteinlagen nur schwer mit Hilfe eines mikroökonomischen Entscheidungskalküls zu begründen sein. Bargeld und Sichteinlagen erhalten hier im Gesamtaggregat durchschnittlich ein Gewicht von zusammen nahezu 95 %. Selbst bei einer Eigenverzinsung von Null würde das Gewicht von Termin- und Spareinlagen insgesamt nur rund 12 % betragen, obwohl sie in diesem Fall äquivalent zu Bargeld und Sichteinlagen verzinst würden. Angesichts der statistischen und theoretischen Inkonsi-

[7] Analog zu den Berechnungen von *NuW* verwenden wir für das Bargeld, die Sicht-, Termin- (Laufzeit < 4 Jahre) und Spareinlagen (dreimonatige Kündigungsfrist) saisonbereinigte Monatsendstände. Um die Vergleichbarkeit der Ergebnisse zu gewährleisten, gehen auch wir von der Unverzinslichkeit des Bargelds und der Sichteinlagen aus und wählen als Eigenverzinsungsvariable für die Termineinlagen den Dreimonatsgeldmarktsatz, für die Spareinlagen den Zins für Spareinlagen mit einer Kündigungsfrist von drei Monaten und für die Alternativanlage die Umlaufsrendite börsennotierter Bundeswertpapiere.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.30.1.101 | Generated on 2025-07-25 19:07:43
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

stenz des monetären Reinvermögens werden *NuW* in keiner Weise dem zu Beginn ihres Artikels formulierten Anspruch gerecht, einen monetären Indikator vorzustellen, der „theoretisch zureichend begründet ist" (S. 226).

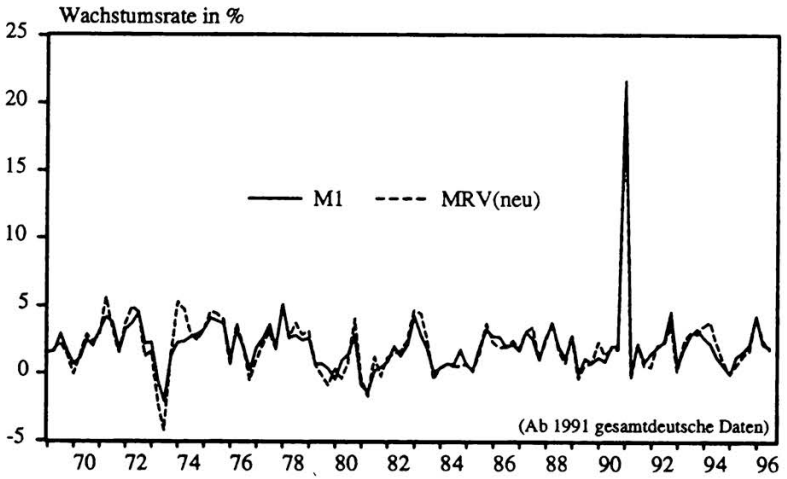

Abbildung 2: Wachstumsrate von M1 und MRV(neu) gegenüber dem Vorquartal[8]

Aufgrund des überproportionalen Gewichts von Bargeld und Sichteinlagen muß es deshalb nicht verwundern, daß das Aggregat, welches *NuW* als Zwischenziel präferieren, einen fast deckungsgleichen Verlauf zu M1 (= Bargeld und Sichteinlagen) aufweist (siehe Abb. 2).[9] Daraus ergibt sich eine weitreichende Konsequenz. Bezüglich der Indikatorqualität von M1 kommt nämlich *Scharnagl* (1996, S. 35) zu sehr eindeutigen Ergebnissen: Zwischen M1 (real) und dem Bruttoinlandsprodukt (real) läßt sich keine Kointegrationsbeziehung identifizieren. Darüber hinaus konnten *Tödter/Reimers* (1994) im Rahmen eines P-Star-Ansatzes keinen stabilen Zusammenhang zwischen M1 und dem Preisniveau feststellen. Neben der theoretischen Unzulänglichkeit sprechen daher auch die empirischen Qualitäten des monetären Reinvermögens gegen seinen Einsatz als Zwischenziel.

---

8 Zu den verwendeten Daten siehe vorhergehende Fußnote.

9 Zwischen M1 und MRV(neu) liegt sogar eine Kointegrationsbeziehung vor.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.30.1.101 | Generated on 2025-07-25 19:07:43
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

III. Datenprobleme und ökonometrische Methodik

Wie oben erwähnt, behaupten *NuW*, daß die Nachfrage nach M3 instabil sei. Diese Schlußfolgerung basiert auf einem im Rahmen des Johansen-Verfahrens durchgeführten Kointegrationstest mit saisonbereinigten Daten. Verwundern muß jedoch der zugrunde gelegte Beobachtungszeitraum vom 1. Quartal 1970 bis zum 4. Quartal 1990. Zum einen fand Ende 1974 ein Wechsel in der geldpolitischen Strategie statt, weshalb hier mit Strukturbrüchen in der Geldnachfrage zu rechnen ist;[10] zum anderen erscheint der Hinweis als unzutreffend, nur bis zum 4. Quartal 1990 lägen Beobachtungen für eine aussagefähige Kointegrationsanalyse vor. Für die Qualität der Kointegrationsanalyse ist es wichtig, einen möglichst langen Zeitraum zu wählen. Alle neueren Analysen zur Geldnachfrage in Deutschland berücksichtigen deshalb so viele aktuelle Beobachtungen wie möglich (siehe z.B. *Scharnagl* 1996). Angesichts der geringen Güte von heutigen Kointegrationstests wiegt die von *NuW* vorgenommene Reduktion des Beobachtungszeitraums schwer (*Lahiri/Mamingi* 1995).

Darüber hinaus greifen *NuW* in dem empirischen Vergleich von M3 und monetärem Reinvermögen auf saisonbereinigte Daten zurück. Von verschiedenen Autoren wird aber darauf hingewiesen, daß eine Kointegrationsanalyse mit saisonbereinigten Daten problematisch sein kann.[11] Herkömmliche Saisonbereinigungsverfahren verändern möglicherweise die Zeitreiheneigenschaften, gerade wenn die verwendeten Variablen ein unterschiedliches Saisonmuster aufweisen. Dieses Problem dürfte sich in der Arbeit von *NuW* verstärkt zeigen, da ihre Daten mit verschiedenen Verfahren (Census-II, Version X-11 und Berliner Verfahren des DIW) saisonbereinigt wurden.

NuW stellen der Kointegrationsanalyse eine VAR-Schätzung in Differenzenform voran. Der Sinn dieser Zweiteilung leuchtet nicht ein und ist zudem inkonsistent. Wenn eine Niveaubeziehung im Sinne von Kointegration besteht, ist das Modell in Differenzenform fehlspezifiziert (und damit auch die von *NuW* durchgeführten Granger-Kausalitätstests). Erst wenn die Existenz einer Langfristbeziehung abgelehnt wird – dies ist sinnvollerweise zu Beginn einer Untersuchung und nicht in einem zweiten Schritt zu testen – ist ein Modell in Differenzenform adäquat. Hier

---

10 *Boughton* (1991) sei hier stellvertretend für viele andere Untersuchungen genannt.

11 *Ericsson* u.a. (1993).

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.30.1.101 | Generated on 2025-07-25 19:07:43
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

handelt es sich um eine „entweder...oder"- und nicht um eine „sowohl...als auch"-Entscheidung.

Um diesen Kritikpunkten Rechnung zu tragen, schätzen wir im folgenden Kapitel die Geldnachfrage nach M3 für den Zeitraum vom 1. Quartal 1975 bis 2. Quartal 1996. Unter Verwendung von Ursprungsdaten modellieren wir die Saisonstruktur mit Hilfe von deterministischen Saisondummies.[12] Um die Vergleichbarkeit bezüglich der Schätzergebnisse von *NuW* zu gewährleisten, erfolgen die statistischen Analysen ebenfalls mit Hilfe des Johansen-Verfahrens. Wegen der in jüngster Zeit oft erwähnten Mängel dieser Methode präsentieren wir zugleich die Schätzergebnisse nach der Fully-Modified-OLS-Methode.[13]

IV. Stabilität der Geldnachfrage in Deutschland

Die langfristige Geldnachfrage wird in realer Form $(m - p)$ spezifiziert, wodurch Preishomogenität impliziert wird.[14]

$$(m - p)_t = \beta_0 + \beta_1 yr_t + \beta_2 oc_t + u_t. \tag{5}$$

Als Preisindex (p) wird der Deflator des Bruttoinlandsprodukts, als Transaktionsgröße (yr) das reale Bruttoinlandsprodukt und als Geldmenge (m) das Geldmengenaggregat M3 verwendet. Als Opportunitätskosten (oc) dienen alternativ die Umlaufsrendite börsennotierter Bundeswertpapiere (rl) und die Differenz zwischen Umlaufsrendite und Eigenverzinsung von M3 (sprd).[15]

Alle Zeitreihen weisen eine Einheitswurzel auf, d.h., sie sind integriert vom Grade Eins. Eine Ausnahme stellen die Zinsvariablen dar. Hier hängen die Ergebnisse von der Formulierung der Nullhypothese ab. ADF-Test und PP-Test können bei bestimmten lag-Spezifikationen eine Einheitswurzel im Niveau der langfristigen Zinsen nicht verwerfen, beim KPSS-Test[16] kann dagegen die Nullhypothese der Stationarität nicht

---

12 *Herwartz/Reimers* (1996) konnten mit der Methode saisonaler Kointegration zeigen, daß bei expliziter Berücksichtigung saisonaler Einheitswurzeln die Stabilität von M3 weiterhin gesichert ist.

13 Die wahren Strukturparameter sind mit Hilfe einer unrestringierten Johansenschätzung nur schwer zu identifizieren, da dieses Verfahren sehr sensibel auf unterschiedliche Spezifikationen reagiert. *Hansen/Kim* (1996).

14 Mit Ausnahme der Zinssätze sind alle Variablen logarithmiert.

15 Die Eigenverzinsung vom M3 ergibt sich als gewichtetes Mittel der Renditen der einzelnen Komponenten.

16 *Kwiatkowski* u.a. (1992).

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.30.1.101 | Generated on 2025-07-25 19:07:43
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

abgelehnt werden. Die Zinsdifferenz ist im Gegensatz dazu stationär. Unterstellt man, daß die Zinsen stationäre Größen sind, so sind diese im Grunde aus der Langfristbeziehung (5) zu eliminieren und in die Gleichung für die kurzfristige Dynamik in Niveaus aufzunehmen. Entsprechend der traditionellen Vorgehensweise wird jedoch von der Nicht-Stationarität der Zinssätze ausgegangen und diese entsprechend in die Langfristgleichung aufgenommen. Selbst bei Stationarität der Zinsen spricht aus theoretisch-statistischer Sicht nichts dagegen, diese trotzdem in der Langfristbeziehung zu berücksichtigen, zumal sich in kleinen Stichproben die Schätzergebnisse für die Langfristparameter verbessern dürften.

Ausgangspunkt der Analyse ist ein dreidimensionales Vector-Error-Correction-Modell (VEC), bestehend aus realer Geldmenge (m – p), realem Bruttoinlandsprodukt (yr) und Zins (rl) bzw. Zinsdifferenz (sprd). Mit Hilfe der Johansen-Prozedur wird untersucht, ob eine langfristige Gleichgewichtsbeziehung zwischen diesen Variablen vorliegt. Die Lagordnung k wird – ausgehend von einer niedrigen Lagordnung – so gewählt, daß die Annahme des weißen Rauschens für die Störgrößen erfüllt ist. Das zugrundeliegende VEC-Modell enthält nur in der Langfristbeziehung eine Konstante. Zur Berücksichtigung möglicher vorübergehender Geldillusion wird in die Kurzfristdynamik die Inflationsrate aufgenommen. Daneben findet zusätzlich eine Dummyvariable (D903) Eingang, die im dritten Quartal 1990 gleich Eins, ansonsten Null ist. Diese Dummyvariable fängt den im Vergleich zum Bruttoinlandsprodukt stärkeren Anstieg der Geldmenge durch die deutsche Währungsunion ein. In der Tabelle 1 sind die Werte der λ_{max}- und der Trace-Statistik für die drei möglichen Nullhypothesen angegeben.

Tabelle 1

Test nach Johansen

H_0	sprd		rl	
	k = 4		k = 4	
	λ_{max}	trace	λ_{max}	trace
r = 0	58.88*	74.46*	57.62*	68.55*
r ≤ 1	11.39	15.58	8.15	10.94
r ≤ 2	4.19	4.19	2.79	2.79

* Irrtumswahrscheinlichkeit < 1 %

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.30.1.101 | Generated on 2025-07-25 19:07:43
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Im Gegensatz zu den von *NuW* gefundenen Schätzergebnissen (S. 238) deuten unsere Testergebnisse darauf hin, daß zwischen den betrachteten Variablen eine langfristige Gleichgewichtsbeziehung existiert. Die Nullhypothese, daß keine Kointegrationsbeziehung vorliegt (r = 0), wird eindeutig verworfen. Darüber hinaus zeigen Exogenitätstests die schwache Exogenität der Transaktionsgröße und der Opportunitätskosten an. Folglich kann die im Rahmen des Johansen-Verfahrens geschätzte stabile Langfristgleichung als Geldnachfragegleichung interpretiert werden, da die Anpassungsreaktionen auf eintretende Ungleichgewichte durch Veränderungen der realen Geldmenge erfolgen.

Bei der nun folgenden Schätzung der langfristigen Einkommens- und Zinselastizität schätzen wir im Rahmen des Johansen-Verfahrens ein partielles Modell, d.h., die Anzahl der Kointegrationsbeziehungen wird auf Eins (Anzahl der signifikanten Eigenwerte) restringiert und die schwache Exogenität des Bruttoinlandsprodukts und des langfristigen Zinssatzes bzw. des Zinsspreads unterstellt. Bei der FMOLS-Methode wird die langfristige Varianz unter Benutzung des Bartlett-Fensters berechnet.

Tab. 2 stellt die geschätzten langfristigen Parameter dar. Die Einkommenselastizität ($\hat{\beta}_1$) ist sowohl nach dem Johansen- als auch nach dem FMOLS-Verfahren deutlich größer als Eins. Dies impliziert eine sinkende Umlaufsgeschwindigkeit. Ursache dafür könnte sein, daß Geld nicht nur zu Transaktionszwecken gehalten wird, sondern auch Vermögensdienste leistet.[17] Die Semielastizität der Zinsvariablen ($\hat{\beta}_2$) ist jeweils signifikant negativ. Aufgrund der wirklichkeitsnäheren Beschreibung des Opportunitätskostenkalküls folgt eine im Vergleich zum langfristigen Zins (rl) absolut höhere Elastizität der Zinsdifferenz (sprd).

Tabelle 2

Schätzergebnisse für die Langfristkoeffizienten

	rl		sprd	
	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$
FMOLS	1.35 (27.79)	–1.33 (2.26)	1.36 (29.17)	–1.70 (2.27)
Johansen	1.25 (23.06)	–2.34 (2.84)	1.23 (21.22)	–6.22 (3.20)

[17] Siehe dazu *Gerdesmeier* (1996), *Möller/Jarchow* (1996) und *Kole/Meade* (1995).

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.30.1.101 | Generated on 2025-07-25 19:07:43
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Die Nicht-Stationarität der Zeitreihen hat zur Folge, daß der Vergleich der Langfristkoeffizienten für verschiedene, kürzere Zeiträume aufgrund der Nicht-Standardverteilung der Schätzer für die Langfristparameter in der statischen Regression nicht sinnvoll ist. Testprozeduren, die dieses Problem explizit berücksichtigen, wurden von *Hansen/Johansen* (1993) sowie von *Hansen* (1992) entwickelt. Hansen/Johansen empfehlen eine rekursive Schätzung des Vector-Error-Correction-Systems. Instabilitäten der Kointegrationsvektoren bzw. Langfristparameter und der Anpassungskoeffizienten schlagen sich danach in im Zeitablauf stark schwankenden Eigenwerten des Vector-Error-Correction-Modells nieder. Alternativ konstruieren Hansen/Johansen einen Likelihood-Ratio-Test, bei dem überprüft wird, ob die rekursiv ermittelten Kointegrationsvektoren mit einem spezifischen Kointegrationsraum vereinbar sind.

Unsere Schätzresultate mit Hilfe eines rekursiven Tests nach Johansen zeigen, daß ein Kointegrationsvektor für den gesamten Beobachtungszeitraum gegeben ist. Die Eigenwerte des Schätzsystems unterliegen nur geringen Schwankungen. Diese Ergebnisse erlauben die Schlußfolgerung, daß sich die Kointegrationsvektoren der verschiedenen Teilperioden nicht signifikant von der Langfristbeziehung für den gesamten Beobachtungszeitraum unterscheiden. Anscheinend ist die Stabilität der Nachfrage nach M3 durch die Wiedervereinigung nicht beeinträchtigt worden.

Ausgangspunkt der von *Hansen* (1992) entwickelten Tests sind die Residuen einer FMOLS-Regression, die als Basis für den SupF-Test, MeanF-Test und den LMP-Test dienen. Im Gegensatz zu den von *NuW* gefundenen Resultaten bestätigen auch diese Ergebnisse nochmals von anderer Seite die Stabilität der Geldnachfrage nach M3 (siehe Tab. 3).

Tabelle 3

Tests auf Stabilität der Langfristbeziehung

	rl	sprd	krit. Wert
SupF	8.05	9.87	17.3
MeanF	5.79	5.29	7.69
LMP	0.75	0.57	0.78

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.30.1.101 | Generated on 2025-07-25 19:07:43
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

V. Kritik an den wirtschaftspolitischen und geldpolitischen Schlußfolgerungen

NuW verlangen von der Bundesbank eine stärkere Berücksichtigung konjunkturpolitischer Belange. Diese Schlußfolgerung ziehen sie aus dem langfristigen stabilen Zusammenhang zwischen dem realen monetären Reinvermögen und dem realen Bruttosozialprodukt, wobei sie aufgrund eines Exogenitätstests die Wirkungsrichtung vom monetären Reinvermögen zum Realeinkommen unterstellen. Da *NuW* zusätzlich die Kontrollierbarkeit des monetären Reinvermögens für gegeben halten (S. 229), ist in ihren Augen jedes beliebige Realeinkommensniveau mittels der Geldpolitik realisierbar. Tatsächlich kann jedoch kaum von dieser Annahme ausgegangen werden. Sicherlich kann die Bundesbank durch eine sehr expansive Geldpolitik das Wachstum des *nominalen* monetären Reinvermögens erhöhen. Längerfristig würde allerdings diese Politik des billigen Geldes auch zu einem steigenden Preisniveau führen, in deren Folge das Wachstums des *realen* monetären Reinvermögens wieder zurückgeht.[18] In hyperinflationären Ländern beobachtet man sogar aufgrund der inflationsbedingt niedrigen Kassenhaltung regelmäßig einen Rückgang des realen Geldbestands. Diese einfachen Überlegungen zeigen, daß die Bundesbank langfristig das reale monetäre Reinvermögen nicht hinreichend steuern kann. Folglich kann die Bundesbank für das langfristige Realeinkommensniveau nicht in die Pflicht genommen werden. Unterstützung erfährt diese Aussage auch durch alle gängigen theoretischen Erklärungen wirtschaftlichen Wachstums, die in einer Politik des billigen Geldes keinen eigenständigen und dauerhaften Produktionsfaktor sehen.

Wahrscheinlich sind sich *NuW* dieses Kritikpunktes bewußt gewesen, fordern sie doch von der Bundesbank nicht ausdrücklich die Steuerung des Realeinkommens*niveaus*, sondern die Beeinflussung des Realeinkommens*wachstums* bzw. der Konjunktur (S. 240 - 241). Für die empirische Beweisführung ist hier allerdings die Kointegrationsanalyse die falsche Methode, handelt es sich bei der Konjunktur doch um ein stationäres Phänomen. Aussagekräftiger sind hier deshalb die Ergebnisse des in Differenzenform geschätzten VAR-Modells. Doch auch diese Schätzresultate

---

[18] Ähnliches trifft im übrigen auch auf die Zinsstruktur zu, von der *NuW* behaupten, sie könne von der Bundesbank kontrolliert werden Auch hier wird von *NuW* übersehen, daß auch eine an der Zinsstruktur orientierte Geldpolitik letztlich eines nominalen Ankers, wie z.B. der *nominalen* Geldmenge, bedarf, da jede Zinsstrukturkurve grundsätzlich sowohl mit Preisstabilität als auch mit zweistelligen Inflationsraten vereinbar ist. *Reinhart* (1991).

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.30.1.101 | Generated on 2025-07-25 19:07:43
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

können eine Notenbank keineswegs ermutigen, zukünftig mehr Konjunkturpolitik zu betreiben. Alle Schätzergebnisse (S. 233) sind geradezu ein Paradebeispiel dafür, daß die deutsche Geldpolitik kurzfristig nahezu keine realen Effekte erzeugt. Das Wachstum des realen Bruttosozialprodukts wird von *NuW* in allen Schätzgleichungen fast ausschließlich aus seinem vergangenen Verlauf erklärt. Für den Schätzzeitraum 4. Quartal 1978 bis 4. Quartal 1990 sind überhaupt keine realen Wirkungen der Geldpolitik mehr feststellbar (Irrtumswahrscheinlichkeit < 5 %).

Neben den vielen anderen Gründen gegen konjunkturpolitisches „fine tuning" hat eine Notenbank mit diesen Schätzergebnissen alles andere als ein Instrumentarium in der Hand, mit dem sie treffsicher die Konjunktur steuern könnte. Damit werden *NuW* ein weiteres Mal einem von ihnen selbst formulierten Anspruch nicht gerecht, nämlich einen monetären Indikator vorzustellen, der „eine zufriedenstellende Prognosequalität besitzt" (S. 226).

VI. Zusammenfassung

NuW können für den Zeitraum 1. Quartal 1970 bis 4. Quartal 1990 keine stabile Geldnachfrage nach M3 identifizieren. Hauptursache hierfür dürfte die inadäquate Abgrenzung des Beobachtungszeitraums sein. Im Gegensatz dazu zeigen unsere Schätzergebnisse, daß die Stabilität der Geldnachfrage nach M3 gewährleistet ist. Darüber hinaus sind nach unseren ökonometrischen Untersuchungen die monetären Grundrelationen in Deutschland auch nach der Wiedervereinigung unverändert stabil geblieben. Diese Ergebnisse decken sich im übrigen mit einer ganzen Reihe anderer Arbeiten, die zu dieser Frage von verschiedenen Autoren durchgeführt wurden.[19]

Unabhängig davon ist das von *NuW* präsentierte monetäre Reinvermögen theoretisch keineswegs so fundiert wie behauptet. Zudem entspricht die Entwicklung des monetären Reinvermögens in weiten Teilen dem Verlauf von M1, das erwiesenermaßen eindeutig schlechtere Indikatorqualitäten aufweist als M3.

Schließlich gelingt es *NuW* nicht, die konjunkturellen Effekte der Geldpolitik überzeugend darzustellen. Neben vielen anderen Gründen, die gegen einen konjunkturpolitischen Aktionismus der Geldpolitik sprechen, sind die vorgelegten statistischen Ergebnisse zu ungenügend, um

[19] *Gerlach* (1994), *Hansen/Kim* (1995), *Wolters* u.a. (1996).

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.30.1.101 | Generated on 2025-07-25 19:07:43
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

den konjunkturpolitischen Impuls der Geldpolitik ausreichend prognostizieren zu können. Ihre Schätzergebnisse deuten im Gegenteil sogar darauf hin, daß die konjunkturellen Wirkungen der deutschen Geldpolitik eher als gering einzuschätzen sind.

Literatur

Boughton, J. M. (1991), Long-Run Money Demand in Large Industrial Countries, in: IMF Staff Papers, 38, S. 1ff. – *Ericsson,* N. R., *Hendry,* D. F., *Tran,* H.-A. (1993), Cointegration, Seasonality, Encompassing, and the Demand for Money in the United Kingdom, in: International Finance Discussion Paper No. 457, Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington. – *Fisher,* P., *Hudson,* S., *Pradham,* M. (1993), Divisia Indices for Money: An Appraisal of Theory and Practice, Bank of England Working Paper Series No 9. – *Gerdesmeier,* D. (1996), Die Rolle des Vermögens in der Geldnachfrage, Diskussionspapier 5/96, Volkswirtschaftliche Forschungsgruppe der Deutschen Bundesbank. – *Gerlach,* S. (1994), German Unification and the Demand for German M3, Arbeitspapier, Nr. 21, Bank für Internationalen Zahlungsausgleich, Basel. – *Hansen,* B. E. (1992), Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes, in: Journal of Business & Economic Statistics, 10, S. 286ff. – *Hansen,* G., *Kim,* J.-R. (1995), Stability of German Money Demand: Tests of the Cointegration Relation, in: Weltwirtschaftliches Archiv, 131, S. 286ff. – *Hansen,* G., *Kim,* J.-R. (1996), The Reliability of the Johansen-Procedure – Some Monte-Carlo-Results, Working Paper No. 91, Institute of Statistics and Econometrics, Christian Albrechts University at Kiel. – *Hansen,* H., *Johansen,* S. (1993), Recursive Estimation in Cointegrated VAR-Models, Preprint 1993, No. 1, Institute of Mathematical Statistics, University of Copenhagen. – *Herwartz,* H., *Reimers,* H.-E. (1996), Seasonal Cointegration Analysis for German M3 Money Demand, Humboldt Universität Berlin, Sonderforschungsbereich 373, mimeo. – *Issing,* O., *Tödter,* K.-H., *Herrmann,* H., *Reimers,* H.-E. (1993), Zinsgewichtete Geldmengenaggregate und M3 – ein Vergleich, in: Kredit und Kapital, Heft 1, S. 1ff. – *Kole,* L. S., *Meade,* E. E. (1995), German Monetary Targeting: A Retrospective View, in: Federal Reserve Bulletin, 81, S. 917ff. – *Kwiatkowski,* D., *Phillips,* P. C. B., *Schmidt,* P., *Shin,* Y. (1992), Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root, in: Journal of Econometrics, 54, S. 159ff. – *Lahiri,* K., *Mamingi,* N. (1995), Testing for Cointegration: Power versus Frequency of Observation – another view, in: Economics Letters, 49, S. 121ff. – *Möller,* H., *Jarchow,* H.-J. (1996), Zur Umlaufsgeschwindigkeit von M3, in: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, 215, S. 308ff. – *Neumann,* M. (1992), Verkehrte Richtung, in: Wirtschaftswoche, Heft Nr. 31, S. 24. – *Neumann,* M., *Weigand,* J. (1996), Monetäres Reinvermögen versus Geldmenge M3, in: Kredit und Kapital, Heft 2, S. 224ff. – *Reinhart,* V. (1991), Conducting Monetary Policy without a Nominal Anchor, in: Journal of Macroeconomics, 13, S. 573ff. – *Rotemberg,* J. J., *Driscoll,* J. C., *Poterba,* J. M. (1991), Money, Output and Prices: Evidence From a New Monetary Aggregate, National Bureau of Economic Research Working Paper No. 3824. – *Saving,* T. R. (1971), Inside Money, Short-Run Rents, and the Real Balance Effect, in: Journal of Money, Credit and Banking, S. 276ff. – *Scharnagl,* M. (1996), Geldmengenaggregate unter Berücksichtigung struktureller

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.30.1.101 | Generated on 2025-07-25 19:07:43
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Veränderungen an den Finanzmärkten, Diskussionspapier 2/96, Volkswirtschaftliche Forschungsgruppe der Deutschen Bundesbank. – *Tödter,* K.-H., *Reimers,* H.-E. (1994), P-Star as a Link Between Money and Prices in Germany, in: Weltwirtschaftliches Archiv, S. 273ff. – *Wolters,* J., *Teräsvirta,* T., *Lütkepohl,* H. (1996), Modelling the Demand for M3 in the Unified Germany, Arbeitspapier, Humboldt-Universität, Berlin.

Zusammenfassung

Monetäres Reinvermögen versus Geldmenge M3 – eine Entgegnung

In ihrem Artikel *„Monetäres Reinvermögen versus Geldmenge M3"* legen Neumann und Weigand der deutschen Bundesbank nahe, zukünftig bei zinspolitischen Entscheidungen stärker die konjunkturellen Wirkungen ihrer Politik zu berücksichtigen. Zur Messung des konjunkturellen Impulses der Geldpolitik raten sie der Bundesbank, auf das von ihnen vorgestellte monetäre Reinvermögen zurückzugreifen. Allerdings sind – entgegen der Behauptung von Neumann und Weigand – die Prognosequalitäten dieses Aggregats ungenügend und seine Zinsgewichte theoretisch unzureichend begründet. Zudem ist das reale monetäre Reinvermögen von der Notenbank nicht steuerbar. Angesichts dieser Ergebnisse steht eine geldpolitische Strategie à la Neumann und Weigand auf sehr unsicheren Füßen. Darüber hinaus zeigen von uns durchgeführte Analysen, daß sich im Gegensatz zu den empirischen Ergebnissen von Neumann und Weigand nach wie vor eine stabile Geldnachfrage nach M3 identifizieren läßt.

Summary

Net Monetary Assets versus Monetary Supply M3 – A Reply

In their article *„Monetäres Reinvermögen versus Geldmenge M3",* Neumann and Weigand suggest to the Deutsche Bundesbank that in future, when interest rate policy decisions are being taken, more attention should be paid to the effects of the Bank's policies on business activity. To measure the impact of monetary policy on economic activity, they advise the Bundesbank to use net monetary assets (Monetäres Reinvermögen) – a concept which they have devised. Contrary to what Neumann and Weigand maintain, however, the predictive quality of this aggregate is unsatisfactory, and its interest weights are theoretically ill substantiated. Another point is that the real net monetary assets cannot be controlled by the central bank. In view of these considerations, any monetary policy strategy along the lines advocated by Neumann and Weigand would rest on a very uncertain foundation. Furthermore, our analyses show that, in contrast to the empirical findings of Neumann and Weigand, a stable demand for money as embodied in M3 can still be identified.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.30.1.101 | Generated on 2025-07-25 19:07:43
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Résumé

Actifs monétaires nets versus masse monétaire M3 – Une réponse

Dans leur article intitulé *«Monetäres Reinvermögen versus Geldmenge M3»*, Neumann et Weigand suggèrent à la Deutsche Bundesbank d'apporter à l'avenir une plus grande attention aux effets conjoncturels des décisions prises en matière de sa politique des taux d'intérêt. Pour mesurer l'impact conjoncturel de la politique monétaire, ils conseillent à la Bundesbank d'utiliser les actifs monétaires nets qu'ils ont présenté. Cependant, contrairement à ce qu'affirment Neumann et Weigand, les qualités de prognostics de cet aggrégat sont insuffisantes et ses pondérations d'intérêt ne sont pas assez justifiées du point de vue théorique. En outre, les actifs monétaires nets réels ne peuvent guère être contrôlés par la Banque Centrale. En tenant compte de ces résultats, une stratégie de politique monétaire à la Neumann et Weigand repose sur des fondements très incertains. De plus, nos analyses montrent qu'on continue à identifier une demande monétaire stable M3, contrairement aux résultats empiriques de Neumann et Weigand.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.30.1.101 | Generated on 2025-07-25 19:07:43
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/