

Preislücke, Kointegration und Kausalität – Eine zeitreihenanalytische Untersuchung der Geldmengenentwicklung in Deutschland seit 1973*

Von Björn Alecke, Münster

I. Einleitung

Die Deutsche Bundesbank hat seit Mitte der siebziger Jahre durch eine Politik der potentialorientierten Geldmengensteuerung versucht, das Preisniveau zu beeinflussen. Die theoretische Grundlage sieht die Deutsche Bundesbank in der Quantitätstheorie, die eine langfristig stabile Beziehung zwischen Geldmenge und den gesamtwirtschaftlichen Zielvariablen Preisniveau und Einkommen postuliert. Aufgrund der zentralen Bedeutung dieser Beziehung für die potentialorientierte Geldmengensteuerung hat in der empirischen Forschung zur deutschen Geldpolitik die Schätzung einer langfristigen Geldnachfragefunktion und insbesondere die Stabilität der Geldnachfrage auch nach der Wiedervereinigung im Vordergrund des Interesses gestanden.¹ Der Nachweis einer langfristig stabilen Geldnachfragefunktion kann zwar als notwendige Voraussetzung für eine Politik der Geldmengensteuerung angesehen werden, die zeitlichen Wirkungszusammenhänge im Rahmen des monetären Transmissionsprozesses und die kausalen Beziehungen zwischen den Variablen bleiben allerdings weiter im dunkeln.² In den Arbeiten der Deutschen Bundesbank zur sogenannten Preislücke rückt hingegen die Kurzfrisdynamik des monetären Transmissionsmechanismus zusammen mit dem langfristigen Zusammenhang zwischen Geldmenge, Preisniveau und Einkommen in den Vordergrund.³ Allerdings greift auch das Konzept der

* Ich danke Thomas Bittner und Gerhard Untiedt sowie einem anonymen Gutachter für wertvolle Hinweise und Anregungen.

¹ Erwähnt seien hier nur die folgenden Arbeiten: *SVR* (1994), *Deutsche Bundesbank* (1995), *Hansen und Kim* (1995) und *Wolters und Lütkepohl* (1997).

² *Funke und Hall* (1994, 696) bemerken hierzu, daß „the validity of this relationship as a cointegrating vector proves nothing about the usefulness or otherwise of the monetary stock as an instrument of monetary policy“.

Preislücke zu kurz, weil die kurz- und langfristige Kausalität zwischen den Variablen einer Geldnachfragefunktion nur unzureichend untersucht wird. Liegt eine Kointegrationsbeziehung zwischen Geldmenge, Preisniveau, Einkommen und Zinssatz vor, ist die schwache Exogenität bestimmter Variablen bezüglich der Langfristbeziehung wichtig für die Bewertung der Geldpolitik. Dieser Gesichtspunkt findet in den Arbeiten der Deutschen Bundesbank zur Preislücke aber keine Beachtung.⁴

In der vorliegenden Arbeit wird eine Kointegrationsanalyse für die Variablen Geldmenge, Preisniveau, Einkommen und Zinssatz durchgeführt und die kurz- und langfristige Kausalitätsstruktur der Variablen untersucht. Die Arbeit ist wie folgt gegliedert. Abschnitt II. gibt eine kurze Einführung in die Methodologie kointegrierter Zeitreihen und der zentralen Konzepte der schwachen Exogenität und langfristigen Granger-Kausalität. Anschließend werden im Abschnitt III. empirische Ergebnisse einer Kointegrationsanalyse mit den Variablen Geldmenge, Preisniveau, Einkommen und Zinssatz vorgestellt, wobei mit den von *Pesaran* und *Shin* (1998a) entwickelten verallgemeinerten Impuls-Antwort-Funktionen und Varianzdekompositionen sowie dem ebenfalls von diesen beiden Autoren vorgeschlagenen Persistenzprofil (*Pesaran* und *Shin* (1996)) neuere Konzepte der zeitreihenanalytischen Untersuchung von kointegrierten Modellen verwendet werden. Der letzte Abschnitt faßt die Ergebnisse zusammen und diskutiert ihre geldpolitischen Implikationen.

II. Methodologie

Der Ausgangspunkt der Kointegrationsanalyse nach *Johansen* (1988) besteht in der Darstellung kointegrierter Zeitreihen in Form eines Vektor-Fehlerkorrektur-(VEC-)Modells.⁵ Zur Illustration sei davon ausgegangen, daß zur Erfassung des dynamischen Zusammenhangs zwischen den nicht-stationären (logarithmierten) Variablen Geldmenge (m), Einkommen (y), Preisniveau (p) und Zinssatz (i) ein VAR(2)-Modell spezifiziert worden ist,

$$(1) \quad \mathbf{x}_t = \mathbf{c} + \Phi_1 \mathbf{x}_{t-1} + \Phi_2 \mathbf{x}_{t-2} + \mathbf{e}_t$$

³ Vgl. *Deutsche Bundesbank* (1992), *Tödter* und *Reimers* (1994) und *Issing* und *Tödter* (1995).

⁴ *Hall* und *Milne* (1994, 597) weisen darauf hin, daß „the P* approach does not address the central question of causality. The P* analysis is a variant on more conventional cointegration analysis and we argue that the Johansen framework allows us to address the causality question in a more formal and complete way“.

⁵ Vgl. für eine einführende Darstellung *Harris* (1995) und *Hatanaka* (1996).

mit $\mathbf{x}_t = [m_t, p_t, y_t, i_t]'$. Es sei nun angenommen, daß zwischen den Variablen von $\mathbf{x}_t = [m_t, p_t, y_t, i_t]'$ genau eine Kointegrationsbeziehung existiert, die das langfristige Gleichgewicht auf dem Geldmarkt wiedergibt, in dem sich Geldangebot und Geldnachfrage ausgleichen: $m_t = \beta_1 p_t + \beta_2 y_t + \beta_3 i_t$. Hierbei bezeichnen $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ die langfristigen Koeffizienten der Geldnachfrage. Unter diesen Voraussetzungen läßt sich das VEC-Modell wie folgt schreiben:

$$(2) \quad \Delta \mathbf{x}_t = \mathbf{c} + \Theta_1 \Delta \mathbf{x}_{t-1} - \alpha \beta' \mathbf{x}_{t-1} + \mathbf{e}_t$$

mit $\alpha = [\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4]'$ und $\beta = [1, \beta_1, \beta_2, \beta_3]$. Das VEC-Modell enthält sowohl Informationen über die kurzfristigen Anpassungsmechanismen als auch über das langfristige Gleichgewicht: Der linke Teil des Gleichungssystems (2) entspricht einem VAR(1)-Modell der 1. Differenzen von Geldmenge, Preisniveau, Einkommen und Zinssatz, während der Fehlerkorrekturterm, $m_{t-1} - \beta_1 p_{t-1} - \beta_2 y_{t-1} - \beta_3 i_{t-1}$, die Abweichungen von der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung auf dem Geldmarkt in der Vorperiode wiedergibt. Die Parameter $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4$ geben an, wie stark die Wachstumsraten der Variablen $\Delta \mathbf{x}_t = [\Delta m_t, \Delta p_t, \Delta y_t, \Delta i_t]'$ von Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht auf dem Geldmarkt beeinflusst werden.

Zwei wichtige Punkte lassen sich aus dem VEC-Modell unmittelbar ersehen: Erstens, der Versuch den dynamischen Zusammenhang zwischen Geldmenge, Preisniveau, Einkommen und Zinssatz durch die Schätzung eines VAR-Modells in den 1. Differenzen nachzuzeichnen, wie er in zahlreichen Arbeiten unternommen wird, um die stochastischen Trends in den Daten zu vermeiden, resultiert in einem fehlspezifizierten Modell.⁶ Die Nichtberücksichtigung der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung in Form des Fehlerkorrekturterms führt dazu, daß Techniken wie Tests auf Granger-Kausalität, Impuls-Antwort-Funktionen oder Varianzdekompositionen zu falschen Schlußfolgerungen über den dynamischen Zusammenhang der Variablen führen.⁷

Zweitens, es existieren nun zwei Kanäle, über die die Variablen sich gegenseitig beeinflussen können. Der erste Kanal kurzfristiger Kausalität läuft über die verzögerten 1. Differenzen von $\Delta m_{t-i}, \Delta y_{t-i}, \Delta p_{t-i}$ und Δi_{t-i} . Der zweite Kanal der langfristigen Kausalität geht über den Vektor der Faktorladungen α . Unterstellt man, wie in der monetären

⁶ Vgl. *Granger* (1988).

⁷ Vgl. beispielsweise *Scheide* (1993), *Schultes* (1996) und *Kruth* (1997). *Holstein* (1999) unternimmt eine dynamische Analyse mit den Niveauewerten, ohne die Nicht-Stationarität der Variablen zu berücksichtigen.

Außenwirtschaftstheorie bei vollständiger Kapitalmobilität und einer kleinen offenen Volkswirtschaft üblich, daß das inländische Zinsniveau nicht vom Weltmarktzins abweichen kann, dann werden Abweichungen vom Geldmarktgleichgewicht keinen Einfluß auf das Zinsniveau haben, so daß $\alpha_4 = 0$ gilt.⁸ In diesem Fall kann das Zinsniveau in der Terminologie von *Pesaran, Shin und Smith* (1999, 6) als „long-run forcing-variable“ betrachtet werden. Obwohl die Niveaus von Geldmenge, Preisen und Einkommen keinen Einfluß auf die langfristige Höhe des Zinsniveaus nehmen, ist nicht ausgeschlossen, daß ein Feedback über die verzögerten 1. Differenzen oder die kontemporären Störvariablen besteht. Nimmt man zusätzlich an, daß auch Preisniveau und Einkommen nicht vom Fehlerkorrekturterm beeinflusst werden, d. h. $\alpha_2 = 0$ und $\alpha_3 = 0$, läßt sich für die Geldmenge behaupten, daß diese „Granger non-causal in the long run“ ist (*Hatanaka* (1996, 238)).⁹

Die Bedingung, daß die Faktorladungen einen Wert von Null annehmen, ist aber auch aus statistischer Sicht von Bedeutung. *Johansen* (1992) und *Urbain* (1992) haben gezeigt, daß die notwendige und hinreichende Bedingung für die schwache Exogenität einer Gruppe von Variablen mit Bezug auf die Langfristparameter β darin besteht, daß diese von Abweichungen vom betreffenden Kointegrationsvektor nicht beeinflusst werden.¹⁰ Nur dann ist es möglich, das System in ein bedingtes und ein marginales Modell so zu trennen, daß erstens die langfristigen Parameter allein aus den Parametern des bedingten Modells bestimmt werden können und zweitens die Parameter des bedingten und marginalen Modells nicht voneinander abhängen.¹¹ Bei schwacher Exogenität gilt, daß eine Bestimmung des Kointegrationsvektors auf der Basis des bedingten VEC-Modells zu effizienten Schätzwerten β führt. Anders formuliert, nur bei Vorliegen von schwacher Exogenität von Einkommen,

⁸ Hierbei wird von Wechselkurserwartungen abgesehen. Solange Teilnehmer auf den Devisen- und Kapitalmärkten rational handeln, sollten Wechselkurserwartungen einen „white noise“-Prozeß bilden, so daß von einer Kointegrationsbeziehung zwischen in- und ausländischen Nominalzinsen ausgegangen werden kann, vgl. *Hansen und Kim* (1996).

⁹ In diesem Fall wären Preisniveau, Einkommen und Zinssatz die „common trends“ in der Terminologie von *Stock und Watson* (1988).

¹⁰ Das Konzept der langfristigen Granger-Kausalität geht auf *Granger und Lin* (1995) und *Hall und Wickens* (1997) zurück. Strenggenommen muß für langfristige Granger-Kausalität die Bedingung von verschwindenden Faktorladungen noch um die Forderung nach einem stabilen Subsystem der langfristig exogenen Variablen ergänzt werden.

¹¹ Vgl. zur Definition von schwacher Exogenität *Engle, Hendry und Richard* (1983).

Preisniveau und Zinssatz, d.h. $\alpha_2, \alpha_3, \alpha_4 = 0$, bei der Schätzung der Geldnachfrage erscheint ein Übergang von einem Mehrgleichungs- zu einem Einzelgleichungsmodell und die damit implizit verbundene Aufteilung von endogener Variable und exogenen Variablen gerechtfertigt.¹²

In der Literatur lassen sich zur Schätzung von Kointegrationsbeziehungen zwei Ansätze ausmachen.¹³ Der erste Ansatz beginnt mit der Schätzung eines unrestringierten VAR-Modells ohne A-priori-Annahmen über die Anzahl der Kointegrationsbeziehungen oder die schwache Exogenität von Variablen. Das von *Johansen* (1988) entwickelte Maximum-Likelihood-Schätzverfahren wird zur Bestimmung der Anzahl der Kointegrationsvektoren herangezogen. Nach der Festlegung des Kointegrationsranges können Restriktionen auf die Matrix der Kointegrationsvektoren (β) oder der Faktorladungen (α), die sich aus den langfristigen Implikationen der ökonomischen Theorie ergeben, mit Hilfe von Likelihood-Ratio-Tests überprüft werden, ohne den Systemzusammenhang zu verlassen.¹⁴ Der zweite Ansatz geht von der Existenz einer Kointegrationsbeziehung und schwach exogener Variablen aus und beginnt direkt mit der Schätzung eines bedingten Modells. Der Kointegrationsvektor bzw. Fehlerkorrekturterm wird auf Basis eines Einzelgleichungsschätzansatzes wie dem auf *Phillips* und *Hansen* (1990) zurückgehenden Fully-Modified-Ordinary-Least-Squares-(FMOLS-)Schätzer oder dem von *Pesaran* und *Shin* (1998b) empfohlenen Autoregressive-Distributed-Lag-(ARDL-)Schätzer bestimmt. Ein Test auf schwache Exogenität kann ex post durchgeführt werden, in dem die Signifikanz des Fehlerkorrekturterms in den Gleichungen des marginalen Modells überprüft wird.¹⁵

¹² Sind zudem die gelagten Terme Δm_{t-i} im marginalen Modell nicht signifikant, gilt also auch keine kurzfristige Granger-Kausalität, so können Einkommen, Preisniveau und Zinssatz als streng exogen bezeichnet werden, vgl. *Harris* (1995, 99).

¹³ Vgl. für Literaturüberblicke über neuere Entwicklungen in der Kointegrationsanalyse *Mills* (1998) und *Carporale* und *Pittis* (1999).

¹⁴ Bei Existenz von mehr als einer Kointegrationsbeziehung ergibt sich die Problematik, daß das Johansen-Verfahren die Anzahl an existierenden Kointegrationsvektoren schätzt, ohne diese selbst eindeutig zu bestimmen. Mit anderen Worten sind die geschätzten Kointegrationsvektoren nicht einer direkten strukturellen Interpretation zugänglich und Tests zur weiteren Identifikation von β oder α werden notwendig. Vgl. zu den Testverfahren und der Identifikationsproblematik *Johansen* und *Juselius* (1990, 1994).

¹⁵ Vgl. *Boswijk* (1995).

III. Empirische Ergebnisse

1. Johansen-Schätzung

Der Ausgangspunkt der empirischen Analyse besteht in der Schätzung eines unrestringierten VAR-Modells mit den Quartalsdaten von Geldmenge, Einkommen, Preisniveau und Zinssatz.¹⁶ Der Schätzzeitraum beginnt im zweiten Quartal 1973, weil erst mit der Einführung flexibler Wechselkurse die Deutsche Bundesbank den notwendigen Handlungsspielraum zu einer Politik der Geldmengensteuerung gewonnen hat. Das Ende der Schätzperiode wird auf das vierte Quartal 1998 festgelegt, dem letzten Quartal vor Einführung des Euro. Bis zum zweiten Quartal 1990 handelt es sich um Daten für Westdeutschland, ab dem dritten Quartal 1990 werden gesamtdeutsche Daten verwendet. Um einen möglichen Strukturbruch durch die Deutsche Währungsunion zu berücksichtigen, werden drei Impulsdummies für das zweite, dritte und vierte Quartal gebildet.¹⁷ Zur Erfassung von vierteljährlichen Saisonschwankungen werden Saisondummies verwendet.¹⁸

Während Geldmenge, Einkommen und Preisniveau in logarithmischer Form in die Schätzung eingehen, wird der Zinssatz alternativ in logarithmierter oder absoluter Form berücksichtigt, da weder theoretisch noch aufgrund der bisherigen ökonometrischen Ergebnisse zur Geldnachfrage einem logarithmischen oder semi-logarithmischen Ansatz eindeutig der Vorzug gegeben werden kann. Im folgenden werden jedoch nur die Ergebnisse für die Schätzung des VAR-Modells mit logarithmiertem Zinssatz vorgestellt, da ein auf der Basis des Einzelgleichungsschätzansatzes (vgl.

¹⁶ Zu einer Deskription der Daten und univariaten Unit-Root-Tests siehe den Anhang.

¹⁷ Der Grund, für die letzten drei Quartale des Jahres 1990 und nicht nur für das dritte Quartal jeweils einen Impulsdummy zu definieren, ergibt sich zum einen daraus, daß – wie *Issing* und *Tödter* (1994, 107) bemerken – bereits im zweiten Quartal 1990 ein Sprung in der Geldmenge stattfand, und zum anderen daraus, daß – nach Auskunft des Statistischen Bundesamtes – die gesamtdeutschen Werte für das BIP und den BIP-Deflator im dritten und vierten Quartal 1990 mit Vorsicht interpretiert werden sollten.

¹⁸ Obwohl asymptotisch die Verwendung saisonal-bereinigter oder -unbereinigter Daten keine Auswirkungen auf den Kointegrationsbefund haben sollte (vgl. *Banerjee, Dolado, Galbraith* und *Hendry* (1993)), verweisen *Boswijk* und *McAleer* (1998) darauf, daß sich in empirischen Anwendungen oftmals widersprüchliche Ergebnisse einstellen. *Wallis* (1974) zeigt, daß bei Kausalitätstests bezüglich der Kurzfrisdynamik auf die Verwendung von saisonbereinigten Daten verzichtet werden sollte.

Abschnitt III.2.) durchgeführter Encompassing-Test zeigt, daß die logarithmische die semi-logarithmische Spezifikation dominiert.¹⁹

Vor der Schätzung des VAR-Modells muß in einem ersten Schritt die Lag-Länge des Systems festgelegt werden. Als mögliche Kriterien zur Auswahl der geeigneten Lag-Länge kommen zwei Ansätze in Betracht: Im ersten Ansatz wird mit Hilfe der in der traditionellen Zeitreihenanalyse verwendeten Informationskriterien wie dem Schwarz-, Akaike- und Hannan-Quinn-Kriterium oder mit Hilfe der Ergebnisse einer formalen Testprozedur wie der multivariaten F -Statistik, die die Signifikanz eines Lags in mindestens einer Gleichung des VAR-Modells überprüft, die Lag-Länge festgelegt. Beim zweiten Ansatz wird die Lag-Länge gewählt, die gerade noch normalverteilte und von Autokorrelation und Heteroskedastizität befreite Residuen sicherstellt. Während in der asymptotischen Theorie die Frage nach der „richtigen“ Lag-Länge nur von untergeordneter Bedeutung ist, kann bei endlichen Stichproben eine Abhängigkeit der Ergebnisse der Kointegrationsanalyse von der dynamischen Spezifikation erwartet werden. Es empfiehlt sich daher, die Kointegrationsanalyse nicht nur anhand der Schätzung einer einzigen Vektorautoregression vorzunehmen, sondern die Sensitivität der Ergebnisse für unterschiedliche Lag-Längen zu untersuchen.²⁰

Den Ausgangspunkt der empirischen Untersuchung bildet ein VAR-Modell mit einer Lag-Länge von 8 Quartalen. Tabelle 1 zeigt die Werte des Schwarz-, Akaike- und Hannan-Quinn-Kriteriums zusammen mit den kritischen Wahrscheinlichkeiten der multivariaten F -Statistik, die sich bei einer sukzessiven Reduktion der Lag-Länge bis auf ein VAR(1)-Modell einstellen. Während die Informationskriterien eine niedrige Lag-Ordnung von Eins oder Zwei anzeigen, ist gemäß der multivariaten F -Statistik bereits der Übergang von einem VAR(5)- auf ein VAR(4)-Modell mit einem signifikanten Erklärungsabfall verbunden.²¹ Betrachtet man die Teststatistiken zur Diagnoseüberprüfung, so zeigt sich, daß bei Lag-

¹⁹ Die empirischen Befunde ändern sich nur geringfügig, wenn auf die semi-logarithmische Spezifikation abgestellt wird.

²⁰ Vgl. zu dieser Empfehlung die Arbeiten von *Hall* (1991), *Reimers* (1992) und *Boswijk* und *Franses* (1992), die den Einfluß divergierender Lag-Längen auf die Schätzung von Kointegrationsrang und -vektor in kleinen Stichproben untersucht haben. Im Ergebnis läßt sich sagen, daß mit einem überparametrisierten Modell oftmals ein Effizienzverlust bei der Koeffizientenschätzung einhergeht, während die Schätzung eines VAR-Modells mit zu kurz gewählter Lag-Länge zu dem Befund einer „spurious cointegration“ neigt.

²¹ Eine genauere Inspektion zeigt, daß dies vornehmlich auf einen hochsignifikanten Einfluß der um 5 Quartale verzögerten Einkommensvariable zurückzuführen ist.

Tabelle 1
Tests auf Lag-Ordnung des VAR-Modells

| Lag-Ordnung | AIC | SBC | HQC | dynam. F-Test |
|-------------|---------|---------|---------|---------------|
| 8 | -33,867 | -29,848 | -32,222 | |
| 7 | -34,648 | -30,348 | -32,479 | [0,603] |
| 6 | -34,396 | -30,817 | -32,704 | [0,387] |
| 5 | -34,057 | -31,197 | -32,841 | [0,084] |
| 4 | -34,642 | -31,503 | -33,903 | [0,013] |
| 3 | -34,392 | -31,972 | -33,129 | [0,224] |
| 2 | -34,242 | -23,543 | -33,456 | [0,710] |
| 1 | -34,747 | -32,767 | -33,437 | [0,000] |
| Optimum | 1 | 1 | 2 | 5 |

Ordnungen unterhalb von fünf Quartalen eine signifikante residuale Autokorrelation im Ansatz verbleibt. Daher wird ein VAR(5)-Modell als Obergrenze für die weitere Kointegrationsanalyse herangezogen.

Tabelle 2 gibt die Johansen-Teststatistiken für die Anzahl von Kointegrationsbeziehungen wieder, die sich bei alternativen Lag-Ordnungen einstellen. Der Befund ist, daß mit zunehmender Verkürzung der Lag-Ordnung die Evidenz für das Vorliegen von Kointegrationsbeziehungen monoton ansteigt. Während auf Basis eines VAR(5)-Modells die Hypothese des Nicht-Vorliegens einer Kointegrationsbeziehung nicht abgelehnt werden kann, zeigt ein VAR(4)-Modell, daß eine Kointegrationsbeziehung zwischen den Variablen besteht. Weitere Reduktionen der Lag-Länge deuten sogar auf das Vorliegen einer zweiten Kointegrationsbeziehung hin.

Wie jüngst von *Pesaran und Smith (1998)* und *Doornik, Hendry und Nielsen (1998)* betont, ist eine eindeutige Festlegung des Kointegrationsranges in empirischen Anwendungen nur selten möglich, da die Johansen-Methode nicht nur sensitiv auf die Lag-Ordnung, sondern auch auf die Spezifikation von deterministischen Regressoren reagiert. Auch in der vorliegenden Anwendung läßt sich keine eindeutige Aussage über die Anzahl an Kointegrationsbeziehungen treffen. Weil die makroökonomische Theorie die Existenz nur eines Kointegrationsvektors in Form des Geldmarktgleichgewichts zwischen den Variablen sinnvoll erscheinen läßt, wird im folgenden der Kointegrationsrang auf den Wert Eins festge-

Tabelle 2
Johansen-Teststatistiken zur Bestimmung des Kointegrationsranges

| Lag- Ordnung | Teststatistik | „ λ -max“ | „ber. λ -max“ | „ λ -trace“ | „ber. λ -trace“ |
|----------------------|---------------|-------------------|-----------------------|---------------------|----------------------------|
| <i>Nullhypothese</i> | | | | | |
| Lag 5 | rank ≤ 0 | 18,1 | 14,58 | 41,43 | 33,38 |
| | rank ≤ 1 | 17,01 | 13,71 | 23,33 | 18,8 |
| Lag 4 | rank ≤ 0 | 44,34** | 37,45** | 70,93** | 59,92** |
| | rank ≤ 1 | 19,27 | 16,27 | 26,6 | 22,46 |
| Lag 3 | rank ≤ 0 | 45,81** | 40,47** | 80,28** | 70,93** |
| | rank ≤ 1 | 24,64* | 21,77* | 34,47* | 30,45* |
| Lag 2 | rank ≤ 0 | 50,97** | 47,01** | 90,64** | 83,6** |
| | rank ≤ 1 | 26,77** | 24,69** | 39,67** | 36,59** |
| Lag 1 | rank ≤ 0 | 50,5** | 48,54** | 105,1** | 101,0** |
| | rank ≤ 1 | 39,34** | 37,81** | 54,55** | 52,43** |

Anmerkungen: Der kritische Wert für die „ λ -max“-Statistik („ λ -trace“-Statistik) auf einem 5%-Signifikanzniveau beträgt 27,1 (47,2) für die Nullhypothese rank ≤ 0 , der kritische Wert für die „ λ -max“-Statistik („ λ -trace“-Statistik) auf einem 5%-Signifikanzniveau beträgt 21,0 (29,7) für die Nullhypothese rank ≤ 1 . Die Abkürzung „ber. λ -max“ („ber. λ -trace“) steht für die von Reimers (1992) bei kleinen Stichproben vorgeschlagene Bereinigung um die Freiheitsgrade der jeweiligen Teststatistiken. * steht für ein Signifikanzniveau von mindestens 5%, ** steht für ein Signifikanzniveau von mindestens 1%.

legt. Tabelle 3 gibt die auf die Geldmenge normierten Kointegrationsvektoren wieder, die mit Hilfe des Johansen-Schätzansatzes für alternative Lag-Ordnungen ermittelt werden.

Lediglich der Kointegrationsvektor im VAR(5)-Modell zeigt bezüglich der Preis-, Einkommens- und Zinselastizität ökonomisch plausible Koeffizienten sowohl der Größenordnung als auch dem Vorzeichen nach. In allen anderen Fällen ist entweder die Zinselastizität positiv oder die Größenordnung der Preis- und Einkommenselastizität erscheint unplausibel. Insgesamt ergibt sich das paradoxe Ergebnis, daß ausgerechnet in jenem VAR-Modell, bei dem die Johansen-Teststatistiken nicht das Vorliegen einer Kointegrationsbeziehung anzeigen, der geschätzte Kointegrationsvektor aus ökonomischer Sicht die besten Eigenschaften aufweist.²²

²² Dieses Ergebnis ändert sich nicht, wenn dem System die Restriktion einer langfristigen Preiselastizität von Eins auferlegt wird. Zwar kann die Restriktion

Tabelle 3
Kointegrationsvektoren bei alternativer Lag-Ordnung

| Lag- Ordnung | Kointegrationsvektor | | | |
|-----------------|----------------------|----------------|----------------|-------------------|
| | <i>m3</i> | <i>p</i> | <i>y</i> | <i>i</i> |
| Lag 5 | 1 | 1,10 (0,09) | 1,21 (0,10) | -0,068 (0,038) |
| Lag 4 | 1 | 0,44 (0,23) | 1,94 (0,25) | 0,423 (0,091) |
| Lag 3 | 1 | 0,84 (0,12) | 1,53 (0,13) | 0,154 (0,049) |
| Lag 2 | 1 | 0,94 (0,10) | 1,42 (0,11) | 0,085 (0,040) |
| Lag 1 | 1 | 1,70 (0,13) | 0,60 (0,15) | -0,339 (0,051) |

2. ARDL-Schätzung

Nachdem sich im vorangegangenen Abschnitt gezeigt hat, daß die Ergebnisse der Kointegrationsanalyse mit Hilfe des Johansen-Ansatzes gegenüber einer Veränderung der Lag-Länge nicht robust sind, soll in diesem Abschnitt das Mehrgleichungsmodell vorübergehend verlassen und der von *Boswijk* (1995) vorgeschlagenen Strategie gefolgt werden, den Kointegrationsvektor zuerst anhand eines dynamischen Einzelgleichungsschätzansatzes zu bestimmen.²³ Dazu wird ein ARDL(*q*1, *q*2, *q*3, *q*4)-Modell wie folgt geschätzt, wobei *q*1, *q*2, *q*3 und *q*4 die gewählte Lag-Länge für die endogene und exogene Variable bezeichnen:

$$m_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q_1} \alpha_{1,i} m_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \alpha_{2,i} p_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \alpha_{3,i} y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_4} \alpha_{4,i} i_{t-i} + u_t$$

nicht abgelehnt werden, allerdings bleibt der Befund bestehen, daß bei Lag-Ordnungen unterhalb von 5 Quartalen eine signifikant positive Zinselastizität geschätzt wird.

²³ Vgl. auch *Willms* und *Clausen* (1995).

Der Vorteil dieser Vorgehensweise ist, daß der ARDL-Schätzer im Gegensatz zur Johansen-Methode verschiedene Lag-Ordnungen und kontemporäre Einflüsse der erklärenden Variablen berücksichtigt.²⁴ Der Nachteil ist, daß die schwache Exogenität der erklärenden Variablen vorausgesetzt wird. *Boswijk* (1995) hat zur Überprüfung dieser Annahme einen Test auf schwache Exogenität vorgeschlagen, nachdem der Kointegrationsvektor bestimmt worden ist.²⁵ Gemäß dieser Teststrategie wird der mit Hilfe der ARDL-Schätzung bestimmte Fehlerkorrekturterm in die Gleichungen für die als schwach exogen eingestuften Variablen eingesetzt und über einen LM-Test auf gemeinsame Signifikanz überprüft.

Zur Schätzung der Kointegrationsbeziehung auf Basis einer dynamischen Einzelgleichung wird ein Algorithmus verwendet, der ausgehend von einem ARDL-Modell mit gleicher maximaler Lag-Länge q für die Variablen alle möglichen Kombinationen an Lag-Längen durchrechnet (bei n Variablen werden entsprechend $(q + 1)^{n+1}$ Kombinationen durchgespielt).²⁶ Nach dieser Berechnung kann auf Basis verschiedener Informationskriterien die „beste“ Schätzung ausgewählt werden. Im vorliegenden Fall wird ausgehend von einer maximalen Lag-Länge von 5 Quartalen basierend auf dem adj. R^2 -Kriterium ein ARDL(1,1,5,2)-Modell ausgewählt, welches zu der folgenden Langfristlösung führt:²⁷

$$m = 1,159 \cdot p + 1,130 \cdot y - 0,160 \cdot i$$

$$(11,28) \quad (11,04) \quad (-4,03)$$

$$\chi^2 = 11174 \quad [0,000]$$

²⁴ Simulationsstudien von *Inder* (1993), *Kim* (1994) und *Boswijk* (1995) zeigen, daß sich der ARDL-Schätzer als ausgesprochen robust und präzise erweist.

²⁵ Der Vorteil eines Tests ex post auf schwache Exogenität gegenüber dem Johansen-Ansatz liegt in der Tatsache begründet, daß das Johansen-Verfahren die Langfristmatrix unter der Annahme schätzt, daß alle Variablen endogen sind. Selbst eine Schätzung unter reduziertem Rang führt nur dazu, daß die nicht-signifikanten Kointegrationsvektoren gestrichen werden, während die signifikanten Kointegrationsvektoren unverändert eingehen, vgl. *Willms* und *Clausen* (1995). Hinzu kommt, daß eine Verletzung der Annahme der schwachen Exogenität die Schätzeffizienz des ARDL-Schätzers in kleinen Stichproben nicht notwendigerweise negativ beeinträchtigt, vgl. hierzu die angeführten Simulationsstudien.

²⁶ Vgl. *Pesaran* und *Pesaran* (1997).

²⁷ Die Teststatistiken zur Diagnoseüberprüfung von fehlender Autokorrelation (AR) und Heteroskedastizität (HK) der Residuen, einer erfüllten Normalverteilungsannahme (BJ) für die Residuen, eines fehlenden ARCH-Prozesses in der Varianz der Residuen (ARCH) sowie auf funktionale Fehlspezifikation (RESET) haben für das ARDL(1,1,5,2)-Modell auf einem 5%-Signifikanzniveau allesamt befriedigende Werte. Im einzelnen lauten die Irrtums-Wahrscheinlichkeiten AR [0,570], ARCH [0,205], BJ [0,220], HK [0,593] und RESET [0,227].

Die Ergebnisse geben einen deutlichen Hinweis auf das Vorliegen einer Kointegrationsbeziehung zwischen Geldmenge, Preisniveau, Einkommen und Zinssatz mit – aus ökonomischer Sicht – sowohl dem Vorzeichen als auch der Größenordnung nach plausiblen Werten für die Langfristkoeffizienten.²⁸ Unterhalb der Koeffizientenwerte stehen in Klammern die zugehörigen t -Statistiken. Die ebenfalls ausgewiesene χ^2 -Statistik ist das Ergebnis eines Wald-Tests, der simultan die Nullhypothese, alle Langfristkoeffizienten seien Null, überprüft. Sowohl die t -Statistiken als auch die Wald-Statistik können als Test auf Kointegration verstanden werden. Wie jedoch von *Kremers, Ericsson und Dolado* (1992) und *Banerjee, Dolado, Galbraith und Hendry* (1992) betont wird, sollte der kritische Test auf Vorliegen einer Kointegrationsbeziehung anhand der Signifikanz des Gleichgewichtsfehlers in der Darstellung der Variablen als bedingtes Fehlerkorrekturmodell erfolgen. Der entsprechende Koeffizient in der Fehlerkorrekturgleichung beläuft sich auf $-0,17$ mit einem t -Wert von $-4,97$. Legt man die von *Banerjee, Dolado, Galbraith und Hendry* (1992) tabellierten kritischen Werte zugrunde, ergibt sich auf einem 1%-Signifikanzniveau ein kritischer Wert von $-4,49$, so daß auch diese Teststatistik deutliche Evidenz für die Kointegration der Variablen ergibt.²⁹

3. Schwache Exogenität und Granger-Kausalität

In diesem Abschnitt wird das VAR-Modell in seine Darstellung als VEC-Modell transformiert. Ausgehend von einem VAR(5)-Modell wird der Kointegrationsrang auf Eins festgelegt und der Kointegrationsvektor auf die mit Hilfe des ARDL-Schätzers bestimmten Langfristkoeffizienten als $m_3 - 1,159 \cdot p - 1,130 \cdot y + 0,160 \cdot i$ restringiert.³⁰ Um die statistische

²⁸ Das AIC- und HQ-Kriterium wählen ein (1,0,2,2)-Modell, das SBC-Kriterium ein (1,0,0,2)-Modell. Die Langfristlösungen gemäß dieser Modelle lauten: $m = 1,176 \cdot p + 1,111 \cdot y - 0,152 \cdot i$ bzw. $m = 1,158 \cdot p + 1,112 \cdot y - 0,145 \cdot i$.

²⁹ Von einem anonymen Gutachter wird darauf hingewiesen, daß sowohl die t -Werte der Koeffizienten der Langfristbeziehung als auch der t -Wert des Anpassungskoeffizienten in der Fehlerkorrekturgleichung mit Vorbehalt zu interpretieren sind, da die auf kombinatorischem Wege vorgenommene Festlegung der „besten“ ARDL-Schätzung keine Kontrolle der Irrtumswahrscheinlichkeiten erlaubt.

³⁰ Weil auf Basis des ARDL-Schätzansatzes die Hypothese einer langfristigen Preiselastizität von Eins nicht abgelehnt werden kann, wird alternativ ein VEC-Modell analysiert, in dem der Kointegrationsvektor auf $m - p = 1,207 \cdot y - 0,1947 \cdot i$ restringiert wird. Es zeigt sich, daß die Ergebnisse bezüglich der schwachen Exogenität und dynamischen Analyse hiervon unbeeinflusst bleiben.

Zulässigkeit der Kointegrationsbeziehung zu prüfen, wird über einen LR-Test das restringierte Modell mit dem unrestringierten verglichen. Die entsprechende LR-Teststatistik beläuft sich auf einen Wert von 0,397 mit einer kritischen Wahrscheinlichkeit von [0,941], so daß der Übergang zu einem VEC-Modell nicht zu einer signifikanten Reduktion des Erklärungsbeitrags führt. Der Wert des EC-Terms in den einzelnen Gleichungen beläuft sich auf (*t*-Statistiken in Klammern) $-0,154$ ($-3,561$) in der Gleichung für Δm , $-0,005$ ($-0,178$) für Δp , $0,030$ ($0,479$) für Δy und $-0,136$ ($-0,469$) für Δi . Während der Fehlerkorrekturterm sich in den Gleichungen für die 1. Differenzen von Preisniveau, Einkommen und Zinssatz als insignifikant erweist, besitzt er in der Gleichung für die 1. Differenz der Geldmenge einen signifikanten Einfluß mit einem theoretisch erwarteten negativen Vorzeichen. Der LR-Test auf schwache Exogenität von Preisniveau, Einkommen und Zinssatz, so daß die Faktorladungen in diesen Gleichungen auf den Wert Null restringiert werden, führt zu einer LR-Teststatistik von 0,651 mit einer kritischen Wahrscheinlichkeit von [0,885].³¹ Dieser Test bestätigt die oben gewählte Verfahrensweise, das ursprüngliche VAR-Modell in ein bedingtes und marginales Modell zu zerlegen und den Kointegrationsvektor über das ARDL-Schätzverfahren zu bestimmen.

Das VEC-Modell besteht nur noch aus stationären Variablen, da es sich aus dem um eine Periode gelagten EC-Term und einem VAR(4)-Modell der 1. Differenzen zusammensetzt. In Übereinstimmung mit der im ARDL-Ansatz gewählten maximalen Lag-Ordnung von fünf Quartalen wird für die 1. Differenzen eine Lag-Ordnung von vier Quartalen zugrunde gelegt. Ein dynamischer *F*-Test zur weiteren Lag-Reduktion erlaubt nicht den Übergang zu einer Spezifikation mit geringerer Lag-Länge. Im Gegenteil, die um vier Quartale verzögerten 1. Differenzen des Einkommens als auch des Preisniveaus erweisen sich als signifikante Variablen. Insofern bestätigt das VEC-Modell, daß eine weitere Lag-Reduktion des VAR(5)-Modells in den Niveaus der Variablen nicht zulässig ist. Tabelle 4 gibt die Teststatistiken zur Diagnoseüberprüfung von fehlender Autokorrelation (AR) und Heteroskedastizität (HK) der Residuen, einer erfüllten Normalverteilungsannahme (BJ) für die Residuen, eines fehlenden ARCH-Prozesses in der Varianz der Residuen (ARCH)

³¹ Der von *Boswijk* (1995) entwickelte Test auf schwache Exogenität, der die Signifikanz des EC-Terms simultan in den Gleichungen des marginalen Modells, also in den Gleichungen für die 1. Differenzen von Preisniveau, Einkommen und Zinssatz, überprüft, erbringt eine *F*-Statistik von 0,163 mit zugehöriger kritischer Wahrscheinlichkeit von [0,921].

Tabelle 4
Diagnose-Tests für das VEC-Modell

| Diagnose-Test | AR | ARCH | HK | NORM |
|---------------|--------------------------------|---------|---------|---------|
| Gleichung | Kritische Wahrscheinlichkeiten | | | |
| <i>m</i> | [0,628] | [0,487] | [0,676] | [0,071] |
| <i>p</i> | [0,445] | [0,884] | [0,286] | [0,350] |
| <i>y</i> | [0,205] | [0,101] | [0,745] | [0,531] |
| <i>i</i> | [0,325] | [0,335] | [0,980] | [0,562] |
| System | [0,456] | – | [1,000] | [0,351] |

sowie auf funktionale Fehlspezifikation (RESET) wieder. Die Teststatistiken zeigen auf einem 5%-Signifikanzniveau sowohl für die individuellen Gleichungen als auch für das gesamte VEC-Modell befriedigende Werte auf.

Im nächsten Schritt wird mit Hilfe von konventionellen Tests auf Granger-Kausalität der 1. Differenzen die kausale Struktur des Systems weiter untersucht. Tabelle 5 zeigt die Ergebnisse von individuellen und simultanen Granger-Kausalitätstests, die aus der Schätzung des VEC-Modells resultieren. In der Tabelle wird für jede in der ersten Spalte aufgeführte Variable der χ^2 -Wert des LR-Tests aufgelistet, wenn diese Variable entweder aus der Gleichung der in der ersten Zeile aufgeführten Variable oder simultan aus dem Gleichungsblock ausgeschlossen wird. Von besonderem Interesse ist die Überprüfung der strengen Exogenität von Preisniveau, Einkommen und Zinssatz auf die Geldmenge. Der LR-Test zur simultanen Überprüfung des Einflusses der 1. Differenz der Geldmenge auf die 1. Differenzen von Preisniveau, Einkommen und Zinssatz liefert auf einem 5%-Signifikanzniveau eine signifikante Teststatistik von 21,611 mit einer kritischen Wahrscheinlichkeit von [0,042]. Während sich also langfristig Preisniveau, Einkommen und Zinssatz unabhängig von der Geldmenge entwickeln, haben kurzfristig die Wachstumsraten der Geldmenge sehr wohl einen Einfluß. Interessanterweise wirken Geldmengenänderungen vornehmlich auf das Einkommenswachstum ein, während ihr Einfluß auf Preis- und Zinsänderungen nicht signifikant ist. Auf der anderen Seite erweisen sich Einkommensänderungen auf einem 1%-Signifikanzniveau für den Gleichungsblock als

Tabelle 5
Likelihood-Ratio-Teststatistiken auf Granger-Kausalität

| | Δm_t | Δp_t | Δy_t | Δi_t | Gleichungs-Block |
|----------------------------------|--------------|--------------|--------------|--------------|------------------|
| $\Delta m_{t-1}, \Delta m_{t-2}$ | | 2,847 | 13,715 | 6,755 | 21,611 |
| $\Delta m_{t-3}, \Delta m_{t-4}$ | | [0,584] | [0,008] | [0,149] | [0,042] |
| $\Delta p_{t-1}, \Delta p_{t-2}$ | 0,918 | | 11,950 | 4,756 | 17,949 |
| $\Delta p_{t-3}, \Delta p_{t-4}$ | [0,922] | | [0,018] | [0,312] | [0,117] |
| $\Delta y_{t-1}, \Delta y_{t-2}$ | 8,406 | 8,120 | | 9,221 | 27,584 |
| $\Delta y_{t-3}, \Delta y_{t-4}$ | [0,078] | [0,087] | | [0,056] | [0,006] |
| $\Delta i_{t-1}, \Delta i_{t-2}$ | 10,424 | 4,869 | 5,704 | | 27,273 |
| $\Delta i_{t-3}, \Delta i_{t-4}$ | [0,034] | [0,301] | [0,222] | | [0,007] |

Anmerkungen: Kritische Wahrscheinlichkeiten in eckigen Klammern.

signifikant. Ihr Einfluß in den individuellen Gleichungen ist auf einem 10%-Signifikanzniveau durchgängig gegeben. Preisänderungen scheinen dagegen nur auf das Einkommenswachstum, Zinsänderungen nur auf das Geldmengenwachstum zu wirken.

4. Dynamische Analyse

Statistische Tests auf Kausalität, wie sie üblicherweise mit den obigen Ausschlußrestriktionen versucht werden, müssen nicht der gängigen ökonomischen Auffassung von Kausalität entsprechen, da sie nicht in der Lage sind, Rückwirkungen der Variablen im Zeitablauf zu erfassen.³² Beispielsweise können Geldmengenänderungen über ihren Einfluß auf das Einkommenswachstum, welches wiederum auf Änderungen im Preisniveau und Zinssatz einwirkt, auch das Preisniveau und den Zinssatz beeinflussen. Um ein genaueres Bild über die kausale Struktur und den dynamischen Zusammenhang zwischen den Variablen zu erlangen, scheinen Impuls-Antwort-Funktionen und Varianzdekompositionen das geeignetere Mittel darzustellen.³³ Im Gegensatz zu stationären VAR-Modellen, in denen Schocks mit der Zeit auslaufen, haben Schocks in kointegrier-

³² Vgl. Lütkepohl (1999).

ten VAR-Modellen einen dauerhaften Einfluß auf die Entwicklung der Variablen.³⁴

Ein bekanntes Problem bei der Interpretation von Impuls-Antwort-Funktionen und Varianzdekompositionen ist, daß die Störvariablen eines VAR-Modells in der Regel keine strukturelle Bedeutung besitzen, da sie lediglich als Linearkombinationen der Störvariablen eines dynamischen strukturellen Mehrgleichungs-Modells zu interpretieren sind, aus dem sich das VAR-Modell als reduzierte Form ableiten läßt.³⁵ Zur Lösung dieses Problems wird üblicherweise eine rekursive Struktur für die kontemporären Korrelationen zwischen den Variablen angenommen, so daß die Störvariablen des VAR-Modells identifiziert und als strukturelle Störungen des Systems interpretiert werden können. Der Nachteil dieser Vorgehensweise besteht darin, daß eine andere als die gewählte rekursive Anordnung der Variablen zu gänzlich anderen Ergebnissen führen kann, wenn zwischen den Variablen eine hohe kontemporäre Korrelation der Störterme gegeben ist.³⁶ Dieses Problem bleibt auch in kointegrierten VAR-Modellen bestehen. Tabelle 6 gibt die standardisierte Varianz-Kovarianzmatrix der Störvariablen auf Basis des VEC-Modells wieder. Aufgrund der kontemporären Korrelationen zwischen den Variablen ist davon auszugehen, daß die Ergebnisse von konventionellen Impuls-Antwort-Funktionen und Varianzdekompositionen sensitiv von der gewählten Rangfolge abhängen.

Tabelle 6
**Standardisierte Varianz-Kovarianz-Matrix der Residuen
des VEC-Modells**

| | Δm_t | Δp_t | Δy_t | Δi_t |
|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| Δm_t | 1 | | | |
| Δp_t | 0,287 | 1 | | |
| Δy_t | 0,142 | -0,118 | 1 | |
| Δi_t | 0,123 | 0,049 | 0,087 | 1 |

³³ Bessler und Kling (1985) machen darauf aufmerksam, daß Impuls-Antwort-Funktionen auch als Kausalitätstests außerhalb der Stichprobe interpretiert werden können.

³⁴ Vgl. Lütkepohl und Reimers (1992).

³⁵ Vgl. Hamilton (1994).

³⁶ Vgl. zu diesen Einwänden Cooley und LeRoy (1985) und Cochrane (1998).

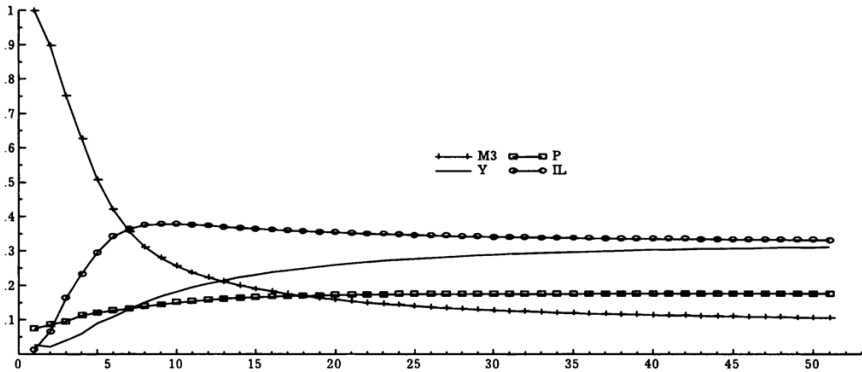
Pesaran und *Shin* (1998a) haben jedoch jüngst sogenannte „verallgemeinerte“ Impuls-Antwort-Funktionen und Varianzdekompositionen vorgeschlagen, die von den Störvariablen der reduzierten Form ausgehen und unabhängig von der gewählten Rangfolge der Variablen im (kointegrierten) VAR-Modell sind. Die verallgemeinerten Impuls-Antwort-Funktionen und Varianzdekompositionen stimmen nur für die erste Variable des Systems und für den Fall nicht kontemporär korrelierter Störgrößen mit den üblichen Impuls-Antwort-Funktionen und Varianzdekompositionen überein.

Abbildung 1 zeigt die verallgemeinerten Varianzdekompositionen für die Variablen Geldmenge, Preisniveau, Einkommen und Zinssatz. Die Abbildungen bestätigen den Befund der Kointegrationsanalyse, daß die Geldmenge langfristig die endogene Variable des Systems ist. Während sie selbst kaum einen Anteil an der Erklärung der Fehlervarianz der anderen drei Variablen besitzt, läßt sich ihre Fehlervarianz auf lange Sicht maßgeblich auf Innovationen im Preisniveau, Einkommen und Zinssatz zurückführen. Dagegen entwickeln sich das Preisniveau und der Zinssatz unbeeinflußt von den anderen Variablen, was ihren exogenen Status unterstreicht. Auch die Fehlervarianz im Einkommen wird ungefähr zur Hälfte durch eigene Innovationen erklärt, allerdings besitzen Innovationen in der Preis- und Zinsgleichung einen stärkeren Einfluß auf das Einkommen als umgekehrt.³⁷

Zusätzlich zu dem traditionellen Instrumentarium der dynamischen Analyse haben *Pesaran* und *Shin* (1996) für kointegrierte VAR-Modelle die Untersuchung von variablen-spezifischen und system-spezifischen Schocks auf die Kointegrationsbeziehungen vorgeschlagen. Obwohl bei Vorliegen von Kointegration der Einfluß dieser Schocks im Zeitablauf verschwinden muß, liefern die entsprechenden Zeitprofile nützliche Informationen über die Geschwindigkeit, mit der das Gleichgewicht wiederhergestellt wird. Insbesondere wird von diesen beiden Autoren die grafische Überprüfung des sogenannten „Persistenzprofils“ empfohlen, welches anzeigt, wie schnell die Wirkung eines system-weiten Schocks auf die Langfristbeziehung(en) verarbeitet wird. In den Fällen, in denen die geschätzte Langfristbeziehung tatsächlich einem Kointegrationsvektor entspricht, wird das Persistenzprofil langsam auslaufen. Sind die dif-

³⁷ Aus Platzgründen wird hier auf eine Darstellung und Interpretation der verallgemeinerten Impuls-Antwort-Funktionen verzichtet, welche aber auf Anfrage gerne bereitgestellt werden. Insgesamt entsprechen die langfristigen Auswirkungen individueller Schocks in den Variablen Geldmenge, Preisniveau, Einkommen und Zinssatz den theoretischen Erwartungen.

Varianzdekomposition für M3



Varianzdekomposition für P

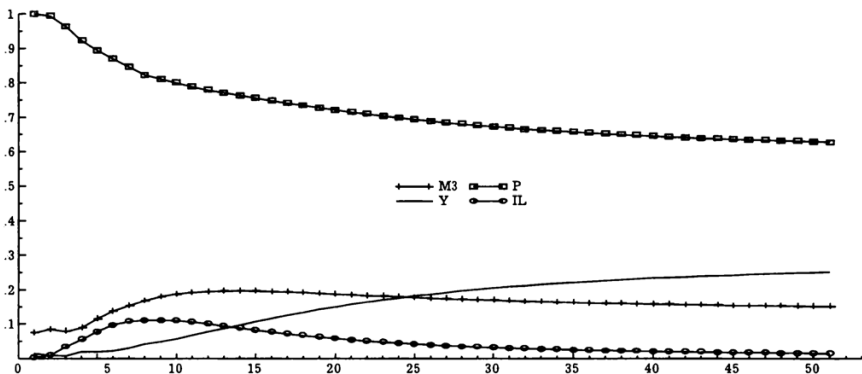
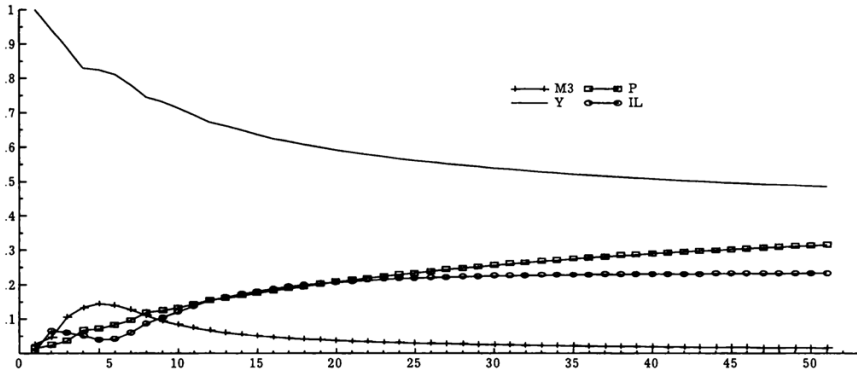


Abbildung 1: Verallgemeinerte Varianzdekompositionen

ferenzen-stationären Variablen dagegen nicht kointegriert, wird ein Schock einen dauerhaften Einfluß auf das System ausüben und das Persistenzprofil nicht gegen Null tendieren. Die visuelle Inspektion des Persistenzprofils kann als grafischer Test auf Kointegration verstanden werden, der zudem einen Anhaltspunkt über die Anzahl an Perioden liefert, die zur Wiederherstellung des Gleichgewichts erforderlich sind.

Abbildung 2 zeigt das Persistenzprofil für das hier geschätzte kointegrierte VAR-Modell. Danach kann der gefundene Kointegrationsvektor als valide Gleichgewichtsbeziehung auf dem Geldmarkt beurteilt werden.

Varianzdekomposition für Y



Varianzdekomposition für IL

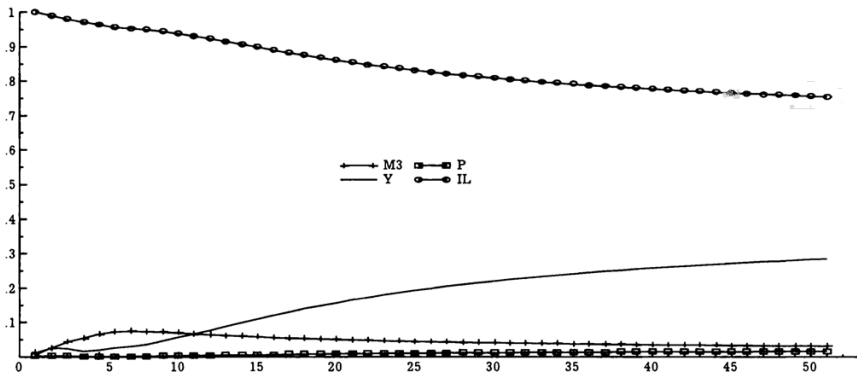


Abbildung 1 (Fortsetzung): Verallgemeinerte Varianzdekompositionen

Daneben zeigt sich, daß das System Störungen auf das Geldmarktgleichgewicht zügig verarbeitet, bereits nach 2 Quartalen sind über 80% des Ungleichgewichts abgebaut. Nach einem kurzen „overshooting“ im 3. Quartal sind im 5. Quartal über 90% der anfänglichen Störung abgebaut.

Das Bild eines rapiden Anpassungsprozesses bestätigt sich auch, wenn man die zeitlichen Verläufe der verallgemeinerten Impuls-Antwort-Funktionen für variablen-spezifische Schocks auf den Kointegrationsvektor betrachtet, die in Abbildung 3 gegeben sind. Auch hier ist evident, daß nach 5 Quartalen mehr als die Hälfte der ursprünglichen Stö-

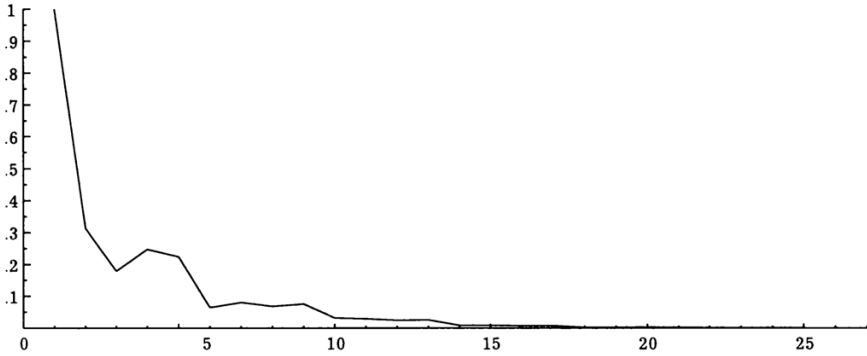


Abbildung 2: Persistenz-Profil

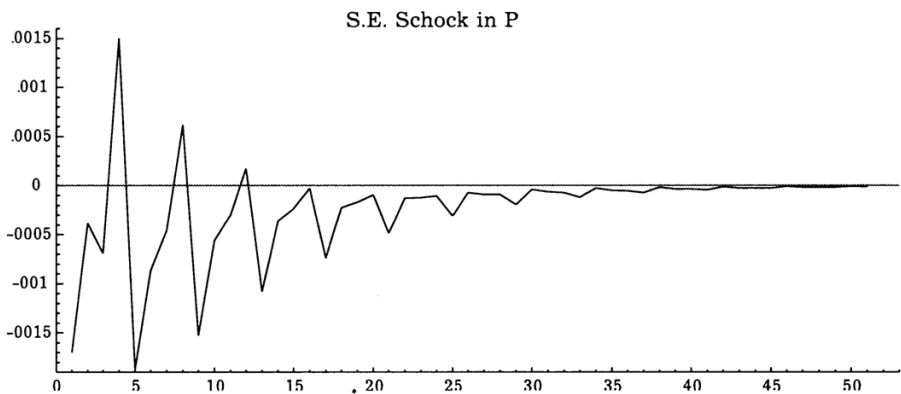
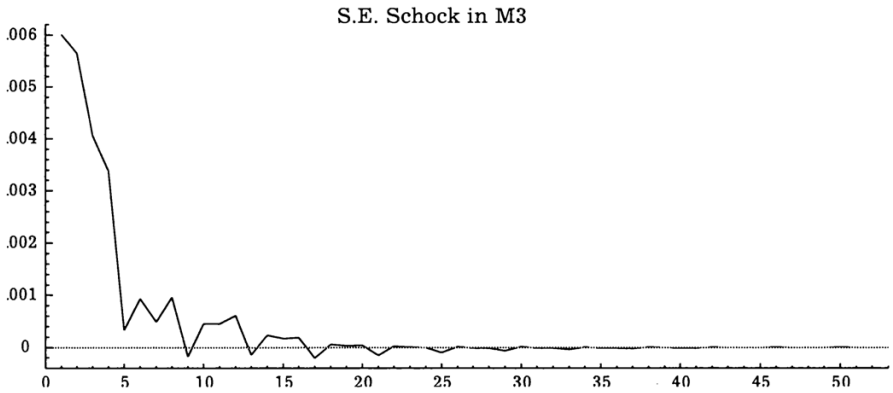
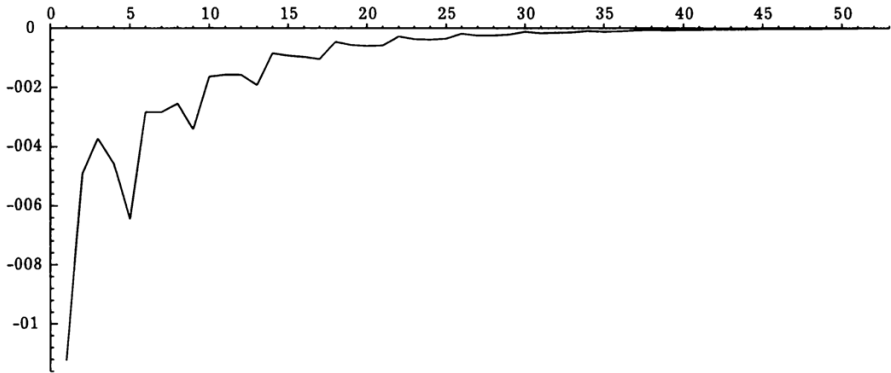


Abbildung 3: Verallgemeinerte Impuls-Antwort-Funktionen für den Kointegrationsvektor

S.E. Schock in Y



S.E. Schock in IL

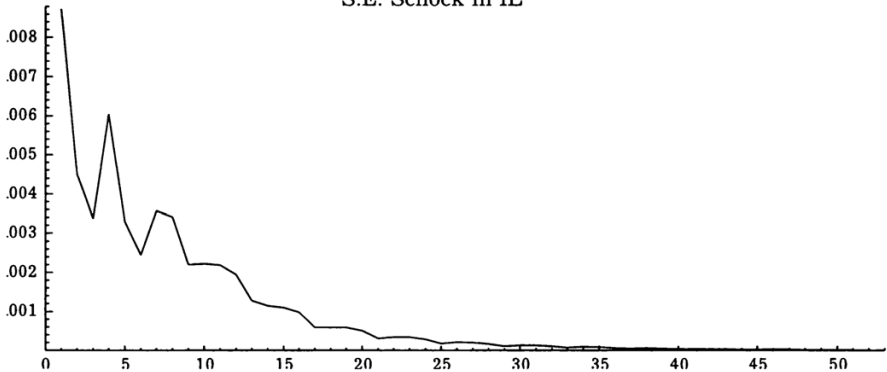


Abbildung 3 (Fortsetzung): Verallgemeinerte Impuls-Antwort-Funktionen für den Kointegrationsvektor

rungen abgebaut werden. Nach 10 Quartalen befindet sich das System bereits wieder in der Nähe seines Gleichgewichtszustandes. Lediglich nach einem exogenen Schock im Preisniveau wird das neue Gleichgewicht nicht auf direktem Weg wieder erreicht. Allerdings beträgt die Größenordnung der Abweichungen im Fall von Preisschocks lediglich ein Fünftel der übrigen Störungen.

Insgesamt bestätigt die dynamische Analyse des kointegrierten VAR-Modells die Ergebnisse der Kointegrationsanalyse, wonach einerseits

zwischen Geldmenge, Preisniveau, Einkommen und Zinssatz eine stabile Gleichgewichtsbeziehung besteht und andererseits die Geldmenge langfristig die endogene Variable des Systems ist. Dies muß um so mehr betont werden, als die dynamische Analyse auf einem Modell basiert, in dem die Faktorladungen nicht restringiert worden sind. Mit anderen Worten, die schwache Exogenität der Variablen Preisniveau, Einkommen und Zinssatz wurde bei der dynamischen Analyse nicht a priori vorgegeben, sondern der Exogenitätsstatus dieser Variablen ergibt sich auch in einem unrestringierten Modell. Allerdings muß eingeschränkt werden, daß die Analyse von verallgemeinerten Impuls-Antwort-Funktionen und Varianzdekompositionen zwar das übliche Problem der Rangfolge der Variablen vermeidet, aber trotzdem die hohe kontemporäre Korrelation der Störvariablen unmodelliert bleibt.

IV. Zusammenfassung und Schlußfolgerungen

Die von der Deutschen Bundesbank in der Vergangenheit verfolgte Politik der potentialorientierten Geldmengensteuerung besitzt ihre theoretische Grundlage in der Quantitätstheorie, die eine langfristig stabile Beziehung zwischen Geldmenge und Preisniveau und damit auch ihrer Wachstumsraten prognostiziert. Empirisch sollte sich dieser Zusammenhang als Kointegrationsbeziehung zwischen Geldmenge, Preisniveau und Einkommen (eventuell unter Einschluß einer Zinsvariablen) zeigen. Die Existenz einer Kointegrationsbeziehung kann jedoch nur als notwendige Voraussetzung für eine Politik der Geldmengensteuerung angesehen werden. Daneben muß gewährleistet sein, daß die Geldmenge auch tatsächlich von der Zentralbank kontrolliert werden kann und einen langfristigen Einfluß auf die Entwicklung des Preisniveaus ausübt. Im Rahmen einer Kointegrationsanalyse kann diese Eigenschaft der langfristigen Granger-Kausalität mit einem Test auf schwache Exogenität überprüft werden. In ihren empirischen Arbeiten hat die Deutsche Bundesbank diesen Aspekt nur unzureichend untersucht, da das Konzept der Preislücke nicht als Teil eines Mehrgleichungsansatzes von Geldmenge, Einkommen, Preisniveau und Zinssatz vorgestellt wird, der durch A-priori-Annahmen über den Kointegrationsrang und die schwache Exogenität einiger Variablen in ein bedingtes und ein marginales Modell getrennt wurde.

In der vorliegenden Arbeit wird daher der Versuch unternommen, ausgehend von einem VAR-Modell, welches die Variablen Geldmenge, Preisniveau, Einkommen und Zinssatz umfaßt, nicht nur die Existenz einer Kointegrationsbeziehung abzuleiten, sondern auch die Kausalitätsstruk-

tur der Variablen näher zu untersuchen. Die empirischen Resultate zeigen, daß der Kointegrationsbefund auf Basis der Johansen-Methode von der gewählten Lag-Ordnung des VAR-Modells abhängt. Aus diesem Grund wird der von *Boswijk* (1995) vorgeschlagenen Strategie gefolgt, den Kointegrationsvektor unter der Annahme der schwachen Exogenität über einen Einzelgleichungsschätzansatz zu bestimmen und ex post die Zulässigkeit dieser Annahme zu überprüfen. Dieses Verfahren führt zu einer Kointegrationsbeziehung zwischen Geldmenge, Preisniveau, Einkommen und Zinssatz mit theoretisch plausiblen Koeffizientenwerten. Darüber hinaus erweist sich der Fehlerkorrekturterm für die Wachstumsrate der Geldmenge, nicht aber für die Wachstumsraten von Preisniveau, Einkommen und Zinssatz als signifikant. Mit anderen Worten, die Geldmenge erscheint als langfristig endogene Variable des Systems, während die übrigen Variablen die Eigenschaft der schwachen Exogenität aufweisen. Allerdings kann die Hypothese der strengen Exogenität der erklärenden Variablen Preisniveau, Einkommen und Zinssatz abgelehnt werden, da sich der Test auf Granger-Nicht-Kausalität für die Wachstumsrate der Geldmenge in den übrigen Gleichungen als signifikant erweist. Kurzfristig besitzt damit die Geldmenge also sehr wohl einen Einfluß auf die Wachstumsraten von Preisniveau, Einkommen und Zinssatz.

Die Kointegrationsanalyse wird durch eine Analyse der kurzfristigen Anpassungsdynamiken anhand von verallgemeinerten Impuls-Antwort-Funktionen, Varianzdekompositionen und dem Persistenzprofil ergänzt, die in jüngster Zeit von *Pesaran* und *Shin* (1996, 1998a) zur Analyse von kointegrierten VAR-Modellen vorgeschlagen worden sind. Insgesamt bestätigen diese Untersuchungen das Bild, daß von der Geldmenge kein Einfluß auf die langfristige Entwicklung von Preisniveau, Einkommen und Zinssatz ausgeht. Abweichungen vom Geldmarkt-Gleichgewicht werden zügig verarbeitet.

Abschließend sei kurz auf die Ergebnisse anderer Untersuchungen zur Geldnachfrage verwiesen, in denen auf die schwache Exogenität der Variablen getestet wird. Entsprechende Kointegrationsanalysen zur deutschen Geldnachfrage sind von *Funke* und *Hall* (1994), *Willms* und *Clausen* (1995) und *Hansen* und *Kim* (1996) vorgelegt worden. In Übereinstimmung mit dem hier gefundenen Ergebnis zeigt sich auch in diesen Arbeiten, daß die Geldmenge auf Ungleichgewichte am Geldmarkt reagiert.³⁸ *Allen* und *Hall* (1991), *Fischer* und *Nicoletti* (1993) und *Hoffman*

³⁸ Während bei *Willms* und *Clausen* (1995) Preisniveau, Einkommen und Zinssatz ebenfalls schwach exogen sind, erweist sich in den Arbeiten von *Funke* und *Hall* (1994) und *Hansen* und *Kim* (1996) der Fehlerkorrekturterm zusätzlich noch

und *Rasche* (1996) für die USA sowie *Hall* und *Milne* (1994) und *Hendry* und *Doornik* (1994) für Großbritannien zeigen ebenfalls, daß die Geldmenge nicht als langfristig exogene Größe angesehen werden kann. *Hendry* und *Doornik* (1994, 30) stellen dementsprechend „elementary textbook treatments in which the price level is determined by the intersection of the (constant) demand for money function with an extraneously determined nominal money stock“ in Frage.

Die geldpolitische Problematik dieser Ergebnisse liegt auf der Hand: Wie kann eine Politik der Geldmengensteuerung, die von einem exogen bestimmten Geldangebot ausgeht, Erfolg haben, wenn sich empirisch die Geldmenge als langfristig endogen erweist? Die Tatsache, daß die Deutsche Bundesbank nur bedingt in der Lage gewesen ist, die Geldmenge entsprechend ihren veröffentlichten Zielvorstellungen zu kontrollieren, zeigt die Relevanz des Problems für die geldpolitische Praxis.

Anhang

Deskription der Daten und univariate Datenanalyse

Die Variablenauswahl orientiert sich bis auf eine Ausnahme an jenen Daten, die auch in den Arbeiten von *Deutsche Bundesbank* (1992), *Tödter* und *Reimers* (1994) und *Issing* und *Tödter* (1995) zur Preislücke verwendet werden. Als Geldmengenaggregat fungiert dementsprechend M3, das Transaktionsvolumen wird durch das BIP erfaßt, und als Preisvariable wird der BIP-Deflator verwendet. In vielen ökonometrischen Arbeiten zur Geldnachfrage findet sich der Hinweis, daß bei der Verwendung der Geldmenge M1 als erklärende Variable ein kurzfristiger Zinssatz, bei Verwendung von M3 ein langfristiger Zinssatz auszuwählen sei.³⁹ Dementsprechend ist mit der Entscheidung für die Geldmenge M3 auch eine für die Verwendung eines langfristigen Zinssatzes gefallen. Langfristig betrachtet ist die Auswahl eines kurz- oder langfristigen Zinssatzes ohnehin irrelevant, solange man – in Übereinstimmung mit der Erwartungstheorie der Zinsstruktur – von einer stationären Zinsdifferenz, also dem Vorliegen einer Kointegrationsbeziehung zwischen kurz- und langfristigem Zinssatz, ausgehen kann.⁴⁰ Aus diesem Grund werden

im Preisniveau als signifikant. Die Vergleichbarkeit dieser Arbeiten ist jedoch durch Unterschiede im Schätzzeitraum, der Anzahl der berücksichtigten Variablen und ihrer Definition eingeschränkt.

³⁹ Vgl. beispielsweise *Rüdel* (1989, 83).

⁴⁰ In diesem Fall ist die kurz- wie langfristige Zinselastizität in der Geldnachfrage unteridentifiziert und die in der Gleichgewichtsbeziehung geschätzte Zins-

im Gegensatz zu *Issing* und *Tödter* (1994) die Opportunitätskosten der Geldnachfrage nicht durch die stationäre Zinsdifferenz,⁴¹ sondern durch einen langfristigen Zinssatz abgebildet.⁴² Dazu wird die Umlaufrendite festverzinslicher Wertpapiere herangezogen.

Tabelle A1 gibt die Ergebnisse von ADF-Tests wieder, mit denen auf den Integrationsgrad der Variablen für den Zeitraum 1973.2–1998.4 getestet wird. Im oberen Teil der Tabelle sind die Testergebnisse für die (logarithmierten) Niveaugrößen der Variablen M3, BIP-Deflator, BIP und Umlaufrendite aufgeführt. In der zweiten Spalte der Tabelle ist der *t*-Wert der jeweiligen ADF-Regressionsgleichung für die um eine Periode verzögerte Niveauvariable enthalten, in der dritten Spalte ist der kritische *t*-Wert auf einem 5%-Signifikanzniveau angegeben.⁴³ Die vierte Spalte gibt die Lag-Ordnung der entsprechenden Regression an, um eine eventuelle Autokorrelation in der Störvariable zu berücksichtigen. In der letzten Spalte sind die in die Regression einbezogenen deterministischen Variablen enthalten.⁴⁴ Da es sich um Quartalsdaten handelt, werden in jeder Regressionsgleichung deterministische Saison-Dummies berücksichtigt. Aufgrund der streng aufwärtsgerichteten Entwicklung der Variablen im Schätzzeitraum wird als Alternativhypothese ein einfaches trend-stationäres Modell unterstellt, so daß dementsprechend ein deterministischer Trend-Term in die Regressionsgleichungen miteinbezogen wird. Lediglich für die Umlaufrendite, die eine solche, für sie auch ökonomisch unplausible Aufwärtsbewegung nicht aufweist, wird kein Trend-Term berücksichtigt. Die Ergebnisse zeigen, daß für die getesteten Variablen die Hypothese des Vorliegens einer Unit Root in den Niveauwerten nicht abgelehnt werden kann.

elastizität gibt den gemeinsamen Einfluß beider Zinssätze wieder. Vgl. hierzu *Hoffman* und *Rasche* (1996, 191 ff.).

⁴¹ In *Deutsche Bundesbank* (1992) und *Tödter* und *Reimers* (1994) wird auf den Einbezug einer Zinsvariable ganz verzichtet.

⁴² Vgl. zu dieser Begründung auch *SVR* (1999), der ebenfalls einen langfristigen Zinssatz in Form der Umlaufrendite festverzinslicher Wertpapiere wählt. Auch *Issing* und *Tödter* (1995, 106) verweisen darauf, daß die Zinsdifferenz eine stationäre Variable ist.

⁴³ Vgl. *MacKinnon* (1991).

⁴⁴ Aufgrund des durch die deutsche Wiedervereinigung bedingten Strukturbruchs in der M3- und BIP-Reihe für das 2. bzw. 3. Quartal 1990 wird für die Niveauvariablen ein Step-Dummy in die ADF-Regression miteinbezogen. Zur Vorgehensweise und den kritischen Werten vgl. *Perron* (1989).

Tabelle A1
ADF-Tests auf Integrationsgrad

| Variable | emp. <i>t</i> -Wert | krit. <i>t</i> -Wert | Lag- Ordnung | deterministische Variablen |
|------------|------------------------|-------------------------|-----------------|----------------------------------|
| <i>m</i> | -0,68 | -3,80 | 0 | Konstante, Trend, Saison-Dummies |
| <i>p</i> | -1,32 | -3,45 | 4 | Konstante, Trend, Saison-Dummies |
| <i>y</i> | -3,01 | -3,80 | 4 | Konstante, Trend, Saison-Dummies |
| <i>i</i> | -1,55 | -2,89 | 1 | Konstante |
| Δm | -8,72** | -2,89 | 0 | Konstante, Saison-Dummies |
| Δp | -2,33 | -2,89 | 3 | Konstante, Saison-Dummies |
| Δy | -4,41** | -2,89 | 3 | Konstante, Saison-Dummies |
| Δi | -4,02** | -1,94 | 2 | |

Anmerkungen: * steht für ein Signifikanzniveau von mindestens 5%, ** steht für ein Signifikanzniveau von mindestens 1%. Alle Variablen gingen in logarithmierter Form in die Schätzungen ein. ADF-Tests für die Zinsvariable sowohl mit und ohne Saison-Dummies erbrachten nahezu identische Ergebnisse. Die Lag-Länge wurde anhand der individuellen *t*-Statistiken eines jeden Lags festgelegt, in dem ausgehend von einer Lag-Länge von 8 Quartalen sukzessive die Lag-Ordnung solange verkürzt wurde, bis sich auf einem 5%-Signifikanzniveau erstmals ein signifikanter *t*-Wert ergab.

Der untere Tabellenteil führt die Ergebnisse der ADF-Tests für die 1. Differenzen der Variablen auf. Für diesen gelten analoge Ausführungen wie für den oberen Tabellenteil. Da für die 1. Differenzen eine trendstationäre Alternativhypothese ökonomisch unplausibel ist, gehen nur eine Konstante und Saison-Dummies als deterministische Variablen in die Schätzung ein.⁴⁵ Die Ergebnisse zeigen, daß für die 1. Differenzen der Variablen die Hypothese des Vorliegens einer Unit Root abgelehnt werden kann, so daß insgesamt auf eine Integrationsordnung von Eins für die getesteten Variablen auszugehen ist. Lediglich der BIP-Deflator scheint auch in den 1. Differenzen eine Unit Root aufzuweisen. Wegen der allgemein nur unsicheren Schlußfolgerungen, die auf Basis von ADF-Tests getroffen werden können, und der damit gebotenen Vorsicht bei der Interpretation, wird diesem widersprüchlichen Befund keine allzu große

⁴⁵ Aufgrund des durch die deutsche Wiedervereinigung bedingten Strukturbruchs in der M3- und BIP-Reihe für das 2. bzw. 3. Quartal 1990 wird für die 1. Differenzen ein Impuls-Dummy in die ADF-Regression miteinbezogen.

Bedeutung beigemessen.⁴⁶ Eine visuelle Inspektion der Zeitpfade der (logarithmierten) Variablen in den Niveaus und 1. Differenzen bestätigt die getroffenen Annahmen bezüglich der Integrationsordnung.

Literatur

Allen, Chris und Stephen G. Hall (1991): „Money as a potential anchor for the price level: A critique of the P* Approach“, *Economic Outlook* (15), 45–49. – Banerjee, Anindya, Juan J. Dolado, John W. Galbraith und David F. Hendry (1993): *Co-Integration, Error-Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*, Oxford. – Bessler, David A. und John L. Kling (1985): „A note on tests of Granger causality“, *Applied Economics* (16), 335–342. – Boswijk, Peter H. (1995): „Efficient Inference on Cointegration Parameters in Structural Error Correction Models“, *Journal of Econometrics* (69), 133–158. – Boswijk, Peter H. und Philip H. Franses (1992): „Dynamic Specification and Cointegration“, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* (54), 369–381. – Caporale, Guglielmo Maria und Nikitas Pittis (1999): „Efficient Estimation of Cointegrating Vectors and Testing for Causality in Vector Autoregressions“, *Journal of Economic Surveys* (13), 1–35. – Cochrane, John H. (1998): „What do VARs Mean? Measuring the Output Effects of Monetary Policy“, *Journal of Monetary Economics* (41), 277–300. – Cooley, Thomas F. und Stephen F. LeRoy (1985): „Atheoretical Macroeconomics“, *Journal of Monetary Economics* (16), 283–308. – Deutsche Bundesbank (1992): „Zum Zusammenhang zwischen Geldmengen- und Preisentwicklung in der Bundesrepublik Deutschland“, *Monatsberichte der Deutschen Bundesbank*, Januar 1992, 20–29. – Deutsche Bundesbank (1995): „Empirische Untersuchung zur Stabilität der Geldnachfrage in Deutschland“, *Monatsberichte der Deutschen Bundesbank*, Juli 1995, 31–37. – Doornik, Jurgen A., David F. Hendry und Bent Nielsen (1998): „Inference in Cointegrating Models: UK M1 Revisited“, *Journal of Economic Surveys* (12), 533–572. – Engle, Robert F. und Clive W. J. Granger (1987): „Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing“, *Econometrica* (55), 251–276. – Engle, Robert F., David F. Hendry und Jean-Francois Richard (1983): „Exogeneity“, *Econometrica* (51), 277–304. – Fischer, Andreas M. und Giuseppe Nicoletti (1993): „Regression direction and weak exogeneity. Determining the conditioning properties of US money demand functions“, *Journal of Monetary Economics* (32), 231–235. – Franses, Philip Hans und Michael McAleer (1998): „Cointegration Analysis of Seasonal Time Series“, *Journal of Economic Surveys* (12), 651–678. – Funke, Michael und Stephen G. Hall (1994): „Is the Bundesbank Different from Other Central Banks? A Study Based on P*“, *Empirical Economics* (19), 691–707. – Granger, Clive W. J. (1988): „Some Recent Developments in a Concept of Causality“, *Journal of Econometrics* (39), 199–211. – Granger, Clive W. J. und Jin-Lung Lin (1995): „Causality in the Long-Run“, *Econometric Theory* (11), 530–536. – Hall, Stephen G. (1991): „The Effect of Varying Length VAR Models on the Maximum Likelihood Estimates of Cointegrating Vectors“, *Scottish Journal of Political Economy* (38), 317–323. – Hall, Stephen G. und Alistair Milne (1994): „The Relevance of P-Star Analysis to UK Monetary Policy“, *The Economic Jour-*

⁴⁶ Vgl. Phillips und Xiao (1998).

nal (104), 597–604. – *Hall*, Stephen G. und Michael R. *Wickens* (1997): „Causality in Integrated Systems“, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* (59), 5–28. – *Hamilton*, James D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton. – *Hansen*, Gerd und Jeong-Ryeol *Kim* (1995): „The Stability of German Money Demand: Tests of the Cointegration Relation“, *Weltwirtschaftliches Archiv* (131), 286–301. – *Hansen*, Gerd und Jeong-Ryeol *Kim* (1996): „Money and Inflation in Germany: A Cointegration Analysis“, *Empirical Economics* (21), 601–616. – *Harris*, Richard I. D. (1995): *Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling*, London. – *Hatanaka*, Michio (1996): *Time-Series-Based Econometrics: Unit Roots and Co-Integrations*, Oxford. – *Hendry*, David F. und Jurgen A. *Doornik* (1994): „Modelling Linear Dynamic Econometric Systems“, *Scottish Journal of Political Economy* (41), 1–33. – *Hoffman*, Dennis L. und Robert H. *Rasche* (1996): *Aggregate Money Demand Functions. Empirical Applications in Cointegrated Systems*, Boston. – *Holstein*, Michael (1999): „On the Role of Monetary Policy in the Business Cycle. An Empirical Analysis Before the Outset of the European Monetary Union“, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* (218), 346–360. – *Inder*, Brett (1993): „Estimating Long-Run Relationships in Economics. A Comparison of Different Approaches“, *Journal of Econometrics* (57), 53–68. – *Issing*, Otmar und Karl-Heinz *Tödter* (1995): „Geldmenge und Preise im vereinigten Deutschland“, in: Duwendag, D. (Hrsg.), *Neuere Entwicklungen in der Geldtheorie und Währungspolitik*, Schriften des Vereins für Socialpolitik, Band 235, Berlin, 97–124. – *Johansen*, Sören (1988): „Statistical Analysis of Cointegration Vectors“, *Journal of Economic Dynamics and Control* (12), 231–254. – *Johansen*, Sören (1992): „Testing Weak Exogeneity and the Order of Cointegration in UK Money Demand Data“, *Journal of Policy Modeling* (14), 313–334. – *Johansen*, Sören und Katarina *Juselius* (1990): „Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – with an Application to the Demand for Money“, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* (52), 169–210. – *Johansen*, Sören und Katarina *Juselius* (1994): „Identification of the Long-Run and the Short-Run Structure. An Application to the ISLM Model“, *Journal of Econometrics* (63), 7–36. – *Kremers*, Jeroen M., Neil R. *Ericsson* und Juan J. *Dolado* (1992): „The Power of Cointegration Tests“, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* (54), 325–348. – *Kruth*, Bernd-Joachim (1997): *Der Einfluß von Geldmengenveränderungen auf das Zinsniveau*, Köln. – *Lütkepohl*, Helmut (1999): *Vector Autoregressions*, Manuskript, Humboldt-Universität Berlin. – *Lütkepohl*, Helmut und Hans-Eggert *Reimers* (1992): „Impulse Response Analysis of Cointegrated Systems“, *Journal of Economic Dynamics and Control* (16), 53–78. – *MacKinnon*, James G. (1991): „Critical Values for Co-Integration Tests“, in: Engle, R. F. und C. W. J. Granger (Hrsg.), *Long-Run Economic Relationships*, Oxford, 267–276. – *Mills*, Terence C. (1998): „Recent Developments in Modelling Nonstationary Vector Autoregressions“, *Journal of Economic Surveys* (12), 279–312. – *Perron*, Pierre (1989): „The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis“, *Econometrica* (57), 1361–1401. – *Pesaran*, M. Hashem und Bahram *Pesaran* (1997): *Working with Microfit 4.0. Interactive Econometric Analysis*. Oxford. – *Pesaran*, M. Hashem und Yongcheol *Shin* (1996): „Cointegration and the Speed of Convergence to Equilibrium“, *Journal of Econometrics* (71), 117–143. – *Pesaran*, M. Hashem und Yongcheol *Shin* (1998a): „Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Systems“, *Economic Letters* (58), 17–29. – *Pesaran*, M. Hashem und Yongcheol *Shin* (1998b): „An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis“, in: Strom, A. Holly und P. Dia-

mond (Hrsg.), Centennial Volume of Ragnar Frisch. Cambridge. – Pesaran, M. Hashem, Yongcheol Shin und Richard J. Smith (1999): Structural Analysis of Vector Error Correction Models with Exogenous I(1) Variables. Manuskript. Cambridge University. – Pesaran, M. Hashem und Ron P. Smith (1998): „Structural Analysis of Cointegrating VARs“, Journal of Economic Surveys (12), 471–505. – Phillips, Peter C. B. und Bruce E. Hansen (1990): „Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes“, Review of Economic Studies (57), 99–125. – Phillips, Peter C. B. und Zhijie Xiao (1998): „A Primer on Unit Root Testing“, Journal of Economic Surveys (12), 423–470. – Reimers, Hans-Eggert (1992): „Comparisons of Tests for Multivariate Cointegration“, Statistical Papers (33), 335–359. – Rüdell, Thomas (1989): Kointegration und Fehlerkorrekturmodelle. Mit einer empirischen Untersuchung zur Geldnachfrage in der Bundesrepublik Deutschland, Heidelberg. – Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, Jahresgutachten 1994/95, 130–131. – Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, Jahresgutachten 1999/2000, 184–187. – Scheide, Joachim (1993): „Output, Money and the Terms of Trade in Germany“, Kredit und Kapital (26), S. 22–38. – Schultes, Dieter (1996): „Geldmengenziele und diskretionäre Elemente der Politik der Bundesbank. Eine empirische Untersuchung“, Kredit und Kapital (29), S. 54–89. – Stock, James H. und Mark W. Watson (1988): „Testing for Common Trends“, Journal of the American Statistical Association (83), 1097–1107. – Tödter, Karl-Heinz und Hans-Eggert Reimers (1994): „P-Star as a Link between Money and Prices in Germany“, Weltwirtschaftliches Archiv (130), 273–289. – Urbain, Jean-Pierre (1992): „On weak exogeneity in error correction models“, Oxford Bulletin of Economics and Statistics (54), 187–207. – Urbain, Jean-Pierre (1993): Exogeneity in Error Correction Models, Berlin. – Wallis, Kenneth F. (1974): „Seasonal Adjustment and Relations Between Variables“, Journal of the American Statistical Association (69), 18–31. – Wickens, Michael R. (1996): „Interpreting Cointegrating Vectors and Common Stochastic Trends“, Journal of Econometrics (74), 255–271. – Willms, Manfred und Volker Clausen (1995): „Der Bufferstock-Ansatz der Geldnachfrage“, in: Duwendag, D. (Hrsg.), Neuere Entwicklungen in der Geldtheorie und Währungspolitik, Schriften des Vereins für Socialpolitik, Band 235, Berlin, 11–44. – Wolters, Jürgen und Helmut Lütkepohl (1997): „Die Geldnachfrage für M3: Neue Ergebnisse für das vereinigte Deutschland“, IFO-Studien (43), 35–54.

Zusammenfassung

Preislücke, Kointegration und Kausalität – Eine zeitreihenanalytische Untersuchung der Geldmengenentwicklung in Deutschland seit 1973

In der vorliegenden Arbeit wird eine Kointegrationsanalyse für die Variablen Geldmenge, Preisniveau, Einkommen und Zinssatz durchgeführt und die Kausalitätsstruktur der Variablen untersucht. Die Analyse führt zu einer langfristigen Gleichgewichtsbeziehung zwischen Geldmenge, Preisniveau, Einkommen und Zinssatz mit theoretisch plausiblen Koeffizientenwerten. Die Kausalitätsanalyse zeigt, daß die Geldmenge kurz-, aber nicht langfristig einen Einfluß auf die Varia-

blen Einkommen, Preisniveau und Zinssatz ausübt. Eine Analyse der kurzfristigen Anpassungsdynamiken mit Hilfe von verallgemeinerten Impuls-Antwort-Funktionen, Varianzdekompositionen und dem Persistenzprofil, die von *Pesaran* und *Shin* (1996, 1998a) zur Analyse von kointegrierten VAR-Modellen vorgeschlagen worden sind, bestätigt das Bild, daß von der Geldmenge kein Einfluß auf die langfristige Entwicklung von Preisniveau, Einkommen und Zinssatz ausgeht. Abweichungen vom Geldmarkt-Gleichgewicht werden zügig verarbeitet. (JEL E41, E52)

Summary

Price Gap, Cointegration and Causality – a Time Series-Based Analysis of the Monetary Stock in Germany after 1973

This contribution comprises a cointegration analysis of money, prices, income, and interest rates and analyses the causality structure of the variables. The cointegration analysis shows a long-term equilibrium relationship between money, prices, income, and interest rates with theoretically plausible coefficient values. The causality analysis demonstrates that money influences prices, income, and interest rates in the short-term, though not in the long-term. The dynamic analysis made with the help of generalised impulse response functions, variance decompositions and the persistence profile recently proposed by *Pesaran* and *Shin* (1996, 1998a) for analysing cointegrated VAR models confirms that money does not influence prices, income, and interest rates in the long-term. Deviations from money market equilibrium are quickly corrected.

Résumé

Différences de prix, cointégration et causalité – Une analyse de séries chronologiques sur l'évolution de la masse monétaire en Allemagne depuis 1973

Ce travail analyse la cointégration pour les variables masse monétaire, niveau des prix, revenus et taux d'intérêt et la structure de causalité des variables. L'analyse conduit à un équilibre à long terme entre la masse monétaire, le niveau des prix, les revenus et les taux d'intérêt avec des valeurs de coefficient théoriquement plausibles. L'analyse de causalité montre que la masse monétaire exerce une influence à court terme, mais pas à long terme sur les variables revenus, niveau des prix et taux d'intérêt. Les dynamiques d'adaptation à court terme sont analysées à l'aide des fonctions généralisées d'impulsion-réponse, des compositions de variances et des profils de persistance que *Pesaron* et *Shin* (1996, 1998) ont proposées pour étudier les modèles VAR cointégrés. Cette analyse confirme que la masse monétaire n'influence pas le développement à long terme du niveau des prix, des revenus et des taux d'intérêt. Les variations de l'équilibre du marché monétaire sont maîtrisées rapidement.