

Zur „Kausalität“ von Geldmenge und Sozialprodukt*

Von Klaus-Dieter Geisler, Frankfurt

I. Bisherige Untersuchungen

Die bisher für die Bundesrepublik in der Literatur vorgestellten „Kausalitätstests“ (Exogenitätsuntersuchungen) für den Geld-Einkommens-Zusammenhang beziehen sich überwiegend auf die enger definierten Geldmengenaggregate $M 1$ und $M 2$ ¹; keiner der Beiträge, die sich mit „Kausalitätstests“ befaßt haben, berücksichtigte die Zentralbankgeldmenge². Demgegenüber ist die Geldpolitik der Deutschen Bundesbank auf weiter definierte Aggregate abgestellt. So wird das jährlich gesetzte (und der Öffentlichkeit jeweils im Vorjahr bekanntgegebene) Geldmengenziel für die Zentralbankgeldmenge angegeben. Darüber hinaus basieren alle bisherigen Tests auf Schätzzeiträumen, die auch die sechziger Jahre umfassen. Dies war jedoch eine Periode, in der die Deutsche Bundesbank keine Geldmengensteuerung betrieben hat und – wegen der Interventionsverpflichtung an den Devisenmärkten – häufig dem expansiven Druck massiver Devisenzuflüsse nachgeben mußte. Die hier vorgestellten Ergebnisse von Exogenitätstests beziehen sich auf alle in der Bundesrepublik verwendeten Geldmengenaggregate ($M 1$, $M 2$, $M 3$ und die Zentralbankgeldmenge). Sie stützen sich zudem auf einen Zeitraum (Mitte 1973 bis 1984), in dem eine von Kapitalzuflüssen aus dem Ausland weniger stark behinderte Geldmengenkontrolle möglich war und ab 1975 auch nach außen erkennbar betrieben wurde. Bevor die Ergebnisse dargestellt werden, soll kurz auf die verwendeten Ansätze eingegangen werden³.

* Für kritische Anregungen danke ich insbesondere den Herren Prof. Dr. H.-J. Jarchow, Dr. H. Möller und Dr. W. Jahnke. Herrn Dr. H.-J. Dudler danke ich für die generelle Förderung der Untersuchungen und die zahlreichen Diskussionen. Alle verbliebenen Schwächen gehen ausschließlich zu meinen Lasten.

¹ Siehe dazu die Übersichtstabelle im Monatsbericht der *Deutschen Bundesbank*, 37. Jg., Nr. 1, Januar 1985, S. 28.

² Zentralbankgeldmenge = Bargeldumlauf außerhalb des Bankensystems, mindestreservspflichtige Sicht-, Termin- und Spareinlagen von inländischen Nichtbanken (gewichtet zu konstanten Reservesätzen); $M 3$ = Bargeld, Sicht-, kürzerfristige Termin- und Spareinlagen mit gesetzlicher Kündigungsfrist; $M 2$ = $M 3$ ohne Spareinlagen; $M 1$ = Bargeld und Sichteinlagen.

³ Für eine formale Darstellung siehe z.B. *Kirchgässner* (1981, S. 41 ff.).

II. Ansätze

Unter Kausalitäts- oder besser Exogenitätstests⁴ werden ökonomische Ansätze verstanden, mit deren Hilfe wechselseitig vermutete Abhängigkeiten zwischen zwei oder mehreren Variablen jeweils auf ihre empirische Plausibilität überprüft werden. Überwiegend konzentrierten sich die Tests bisher auf die Frage: Ist die Geldmenge eine endogene (in erster Linie von der Sozialproduktentwicklung abhängige) Größe oder eine exogene Variable (die die Sozialproduktentwicklung determiniert)? So wird in theoretischen Arbeiten von eher „monetaristischen“ Autoren von einem Kausalitätsprozeß ausgegangen, der von der Geldmenge zum Sozialprodukt verläuft. Eine umgekehrte Kausalitätsbeziehung zwischen diesen Größen wird demgegenüber von eher „keynesianisch“ argumentierenden Autoren angenommen. Empirische Arbeiten können je nach Spezifikation beide Standpunkte⁵ stützen. Von Exogenitätstests erhofft man sich daher eindeutige Hinweise auf einen in nur einer Richtung verlaufenden Kausalitätszusammenhang; Schätzgleichungen und Modellstrukturen müßten dann diesem Resultat entsprechend formuliert werden.

Die hier verwendeten Testverfahren basieren auf der scheinbar trivialen Überlegung, daß die Zukunft nicht die Vergangenheit beeinflussen kann, umgekehrt aber die Vergangenheit die Zukunft⁶. Der *Granger*-Ansatz (1969) untersucht, ob sich der Prognosefehler einer Schätzung, die in einfacher Form z.B. nur verzögerte Werte der schätztechnisch „abhängigen“ Variablen enthält, signifikant verringert, wenn die vermeintliche „Kausal“variable (insbesondere ihre zeitverzögerte Struktur) mit in den Schätzansatz aufgenommen wird. Beispielsweise wird getestet, ob verzögerte Werte der

⁴ Der Ausdruck „Exogenitätstest“ ist in der Literatur weniger verbreitet. Er erscheint aber etwas treffender als die Bezeichnung „Kausalitätstest“, da die rein empirischen – auf „(inkrementelle) Prognostizierbarkeit“ abstellenden – Verfahren keine Ursache-Wirkungs-Zusammenhänge nachweisen können, dazu bewegen sich die Tests zu sehr im rein statistischen Bereich und stützen sich zu wenig auf die ökonomischen Verhaltensweisen und Wirtschafts„gesetze“, die Kausalitätsprozesse verursachen (s. dazu Abschnitt IV); vielleicht wäre es angebracht, die hier angewendeten Verfahren als (zeitliche) „Vorlauftests“ zu bezeichnen. Zum Begriff der „inkrementellen Prognostizierbarkeit“ vgl. *Schwert* (1983, S. 242) und *Kirchgässner* (1981, S. 24).

⁵ Traditionelle Geldnachfragefunktionen, die insbesondere das Einkommen der unmittelbaren Vergangenheit als Erklärungsgröße im Sinne eines Transaktionsmotivs enthalten, stehen einer keynesianischen Interpretation der Wirkungszusammenhänge näher; Spezifikationen, die in der Art einer St. Louis-Gleichung (*Andersen / Jordan*) konzipiert sind, bewegen sich eher im „monetaristischen“ Fahrwasser.

⁶ Die Tests können rein technisch auch für zeitgleiche Zusammenhänge durchgeführt werden. Allerdings sind dann Begriffe wie „Prognostizierbarkeit“ oder gar „Kausalität“ sehr problematisch.

Geldmenge eine Schätzung für die Sozialproduktentwicklung deutlich verbessern. Der Test wird dann auch für den umgekehrten Zusammenhang durchgeführt. Zeigt auch der Umkehrtest eine signifikante Verbesserung des Erklärungszusammenhangs, so liegt „Kausalität“ in beiden Richtungen vor (dies wird als ein „Feedback-Prozeß“ bezeichnet)⁷.

Ein ähnlicher Ansatz geht auf *Sims* (1972) zurück. Bei diesem Test werden vergangene und zukünftige (ex post) Werte der einen Variablen auf laufende Werte der anderen regressiert. Dabei sollen zukünftige Werte der vermuteten exogenen Variablen (z. B. der Geldmenge) nicht signifikant mit der laufenden Entwicklung der endogenen Variablen korreliert sein. Geben die Regressionen Anzeichen dafür, daß dennoch derartige Korrelationen bestehen, so kann eine umgekehrte Exogenitätsbeziehung nicht ausgeschlossen werden⁷.

Zahlreiche Probleme erschweren die Anwendung der Exogenitätstests von *Granger* und *Sims*. So können in den Schätzgleichungen neben den Größen, für die sich die Exogenitätsfrage stellt, noch weitere Variablen berücksichtigt werden; ganz abgesehen davon, daß bei den konkreten ökonomischen Zeitreihen ein Auswahlproblem besteht, müssen bei beiden Testverfahren zudem vorab der Untersuchungszeitraum, die Periodizität der verwendeten Daten und die maximalen Periodenverschiebungen unter theoretischen Gesichtspunkten oder mit Hilfe von statistischen Zusatzuntersuchungen (z. B. *Scheide* 1984, S. 70) festgelegt werden. In der Regel weisen die Schätzgleichungen noch Autokorrelation auf, die durch den Einbau von sogenannten „Filtern“⁸ beseitigt werden muß⁹. Häufig gelingt es jedoch nicht die Autokorrelation der Residuen in allen Gleichungen zu eliminieren; zudem erweisen sich die Testergebnisse nicht als sehr robust gegenüber derartigen statistischen Bereinigungen (*Feige* und *Pearce* 1979, S. 521 ff.). Dies deutet darauf hin, daß wichtige Informationen zur Prognose der jeweiligen „abhängigen“ Variablen fehlen, was eine weitergehende Spezifizierung der Schätzgleichungen nahelegen würde. Allerdings würde der Versuch einer umfassenden Spezifizierung mit zahlreichen Zeitreihen oder langen leads und lags recht bald die Freiheitsgrade der Tests aufbrauchen und damit an eine Grenze der hier verwendeten Ansätze stoßen.

⁷ Zur Vorgehensweise s. Fußnote a) der Tabelle 1.

⁸ Beispielsweise empfiehlt sich bei vielen ökonomischen Zeitreihen eine Logarithmierung der Werte und die Bildung von ersten Differenzen als einfacher Filter. Dies kommt einer Berechnung von Wachstumsraten gleich, womit ein linearer Trend weitgehend ausgeschaltet wird. *Sims* empfiehlt als geeigneten Filter für die meisten ökonomischen Zeitreihen (y): $y_t - 1,5 y_{t-1} + 0,75^2 y_{t-2}$ (*Sims* 1972, S. 545).

⁹ Auf die gravierenden Fehler von Regressionen („spurious regressions“), die noch Autokorrelation enthalten, haben *Granger* und *Newbold* hingewiesen (*Granger* und *Newbold* 1974, S. 111 ff.).

Der *Haugh-Pierce-Test* (1977) versucht das Problem der Autokorrelation mit Hilfe von ARIMA-Modellen zu lösen, durch die die Zeitreihen zunächst „optimal“ gefiltert werden. Die aus diesen Modellen resultierenden (weitgehend unkorrelierten) Residuen werden als eigentliche Informationen (Innovationen¹⁰) der Zeitreihen angesehen. Diese „news“ werden als die entscheidenden Antriebskräfte des Wirtschaftsprozesses betrachtet. Ähnlich wie beim *Granger-* oder *Sims-Test* wird dann geprüft, ob zwischen den (zueinander zeitverschobenen) Innovationen zweier Zeitreihen so starke Korrelationen vorliegen, daß man von einer empirischen Abhängigkeitsbeziehung sprechen kann. Ein Nachteil der auf ARIMA-Modellen basierenden Tests ist, daß sie noch mehr als die anderen Ansätze rein „empiristische Strategien“ (*Kirchgässner* 1981, S. 17) darstellen und aus sich heraus nur schwer einer ökonomischen Interpretation zugänglich sind¹¹. Fraglich ist vor allem, ob das Verhalten der Nichtbanken, die letztlich durch ihre Entscheidungen die Höhe der volkswirtschaftlichen Produktion und der Geldhaltung festlegen, durch statistische Konstrukte widergespiegelt werden kann, die ein Ökonometriker nur mit der komplizierten ARIMA-Technik zu finden vermag. *Geweke* (1981) und *Schwert* haben auf die – insbesondere gegenüber dem *Granger-Test* – geringere Kraft der *Haugh-Pierce-Ansätze*, signifikante Testergebnisse zu erzielen, aufmerksam gemacht: “Perhaps more conventional regression techniques applied to the analyses of the original data . . . can provide more powerful tests of specific hypotheses of interests to monetary economists” (*Schwert* 1983, S. 232).

III. Ergebnisse

Die Ergebnisse der drei Testverfahren (*Granger*, *Sims*, *Haugh-Pierce*) für die empirische Beziehung zwischen Geldmenge und Einkommen in der Bundesrepublik sind in den Tabellen 1 bis 3 dargestellt. Sie deuten darauf hin, daß – für den hier untersuchten Zeitraum von Mitte 1973 bis 1984 und damit seit Einführung flexibler Wechselkurse und seit Umorientierung der deutschen Geldpolitik zu einer konsequenteren Geldmengensteuerung – Veränderungen der Geldmenge den Änderungen im Ausgabeverhalten von Nichtbanken vorausgegangen sind. Wenig spricht demgegenüber nach diesen Tests dafür, daß Änderungen der Geldmenge in dieser Periode „ursächlich“ auf Bewegungen des nominellen Sozialprodukts zurückgeführt werden kön-

¹⁰ ARIMA-Verfahren liefern von Autokorrelation befreite Prognosemodelle, die alle Informationen für die Vorhersage nur aus dem historischen Verlauf der zu prognostizierenden Zeitreihe heranziehen.

¹¹ Ein beim *Haugh-Pierce-Test* ermittelter lag läßt sich nicht ohne weiteres auf die Originalzeitreihen übertragen (s. dazu *Schwert* 1983, S. 221 - 227).

Tabelle 1

Exogenitätstests mit saisonbereinigten Daten, Werte des F-Tests

| | Filter ^{b)} | Granger-Test ^{a)} | | | | Sims-Test ^{a)} | |
|----------------------|----------------------|----------------------------|------------------|-------------------|---------------|-------------------------|----------------------------|
| | | $m \rightarrow y$ | | $y \rightarrow m$ | | $m \rightarrow y$ | $y \rightarrow m$ |
| | | a | b | c | d | e | f |
| Zentralbankgeldmenge | $(1 - pB)(1 - B^4)$ | (6,33) 5,1 *** | (6,27) 2,0 * | (6,33) 0,6 | (6,27) 1,6 | (6,25) 6,2**** | (6,25) 0,9 ⁺ |
| | $(1 - 0,75 B)^2$ | 1,3 ⁺ | 0,5 ⁺ | 0,9 | 0,8 | 3,4**** | 1,0 |
| M 3 | $(1 - pB)(1 - B^4)$ | 3,4 *** | 2,1 * | 0,4 | 0,9 | 3,0 ** | 0,4 ⁺ |
| | $(1 - 0,75 B)^2$ | 2,8 ** | 1,7 ⁺ | 0,5 | 1,3 | 1,0 | 0,3 |
| M 1 | $(1 - pB)(1 - B^4)$ | 4,2 *** | 1,5 | 0,8 | 1,2 | 4,6 *** | 0,4 |
| | $(1 - 0,75 B)^2$ | 1,6 ⁺ | 0,9 ⁺ | 2,1 * | 1,0 | 3,2 ** | 1,1 ⁺ |
| M 2 | $(1 - pB)(1 - B^4)$ | 0,7 | 1,8 | 2,2 * | 1,7 | 0,4 ⁺ | 2,1 * |
| | $(1 - 0,75 B)^2$ | 0,5 ⁺ | 0,3 ⁺ | 1,8 | 2,2* | 1,5 ⁺ | 2,0 * |

a) Erläuterungen zu den statistischen Verfahren:

– Regressionen für die Granger-Tests (Schätzzeitraum II.73 - II.84),

Spalte a:

$$(1) \ln y_t = \sum_{i=1}^5 a_i \ln y_{t-i} + \sum_{i=1}^6 b_i \ln m_{t-i} \text{ und } (2) \ln y_t = \sum_{i=1}^5 a_i \ln y_{t-i}$$

Spalte b:

$$(3) \ln y_t = \sum_{i=1}^5 a_i \ln y_{t-i} + \sum_{i=1}^6 b_i \ln m_{t-i} + \sum_{i=1}^6 c_i \ln r_{t-i} \text{ und}$$

$$(4) \ln y_t = \sum_{i=1}^5 a_i \ln y_{t-i} + \sum_{i=1}^6 c_i \ln r_{t-i}$$

Die Spalten c und d enthalten die Testergebnisse für den „umgekehrten“ Zusammenhang:

$$(5) m_t = \sum_{i=1}^5 a_i \ln m_{t-i} + \sum_{i=1}^6 b_i \ln y_{t-i} \text{ usw. (Gl. 6 - 8)}$$

– Regressionen für die Sims-Tests (Zeitraum: II.73 - IV.82),

Spalte e:

$$(9) \ln m_t = \sum_{i=-6}^{-6} a_i \ln y_{t-i} \text{ und } (10) \ln m_t = \sum_{i=0}^6 a_i \ln y_{t-i}$$

Spalte f:

$$(11) \quad \ln y_t = \sum_{i=+6}^{-6} a_i \ln m_{t-i} \quad \text{und} \quad (12) \quad \ln y_t = \sum_{i=0}^6 a_i \ln m_{t-i}$$

Dabei bezeichnen y = nominales Sozialprodukt, m = Geldmenge, r = kurzfristiger Zins, \ln = Logarithmus und i = Zeitindex. Aus den Summen der Residualquadrate der Gleichungen (1) und (2), (3) und (4) usw. wurden die F -verteilten Testgrößen berechnet, Berechnungsformel (bspw. für Gleichungen 1 und 2): $((u_2 - u_1)/u_1) ((n - q - k - 1)/k)$, wobei u_1 = Summe der Residualquadrate der Gleichung (1), n = Anzahl der Beobachtungen, q = Anzahl der (schätztechnisch) unabhängigen Variablen (einschl. leads und lags) bis auf diejenigen der zu testenden „Kausalvariable“ (k). ***, **, * bedeutet Irrtumswahrscheinlichkeit von weniger als 1, 5 und 10%. In Klammern sind oben die Freiheitsgrade angegeben. – b) Alle Zeitreihen, die in diesen Test gingen, wurden mit dem angegebenen Filter umgerechnet, um Autokorrelation der Residuen zu beseitigen. B bezeichnet den Lagoperator. Zur Berechnung von p wurde das *Cochrane/Orcutt*-Verfahren verwendet. Das Zeichen „+“ hinter den Testwerten gibt an, daß bei den dazugehörigen Regressionen Autokorrelation bis zu zwölfter Ordnung mit weniger als 10% Irrtumswahrscheinlichkeit nicht ausgeschlossen werden kann.

nen; so wurde die Hypothese einer „umgekehrten“ Exogenitätsbeziehung, bei der die Entwicklung der Geldmenge besser durch den Verlauf der gesamtwirtschaftlichen Endnachfrage prognostiziert werden könnte, in den meisten Fällen falsifiziert¹².

Darüber hinaus zeigen die Ergebnisse – insbesondere der Tabelle 2 – bei den weiter definierten Geldmengenaggregaten (Zentralbankgeldmenge und $M 3$) meist höher abgesicherte Testwerte als bei den enger definierten Geldmengenaggregaten ($M 1$ und $M 2$)¹³; nach den hier durchgeführten Tests ergeben sich kaum Hinweise darauf, daß in dem Zeitraum von Mitte 1973 bis 1984 wechselseitige Interdependenzen (Feedback-Prozesse) zwischen Änderungen der gesamtwirtschaftlichen Ausgaben und der weiter definierten Geldmengenaggregate vorgelegen haben. Ähnliches gilt auch für die

¹² Berücksichtigt man allerdings Schätzungen für den Zeitraum ab Mitte der sechziger bis Anfang der siebziger Jahre, sind derartige Aussagen nicht mehr abgesichert. Diese nach Untersuchungsperioden unterschiedlich ausfallenden Ergebnisse verdeutlichen die Problematik der Tests. Schlußfolgerungen aus Exogenitätstests können jeweils nur unter den speziellen Bedingungen der vorgegebenen Ansätze gezogen werden und besitzen daher keine unbegrenzte Gültigkeit (s. dazu auch Abschnitt IV).

¹³ Auch der *Haugh-Pierce*-Test stützt diese Aussage. Hohe Werte der Prüfgröße und damit Anzeichen von starker Korrelation ergeben sich zwischen „historischen Innovationen“ der Zentralbankgeldmenge und „laufenden Innovationen“ des Sozialprodukts. Die statistische Absicherung ist aber nicht so hoch wie beim *Granger*- oder *Sims*-Test. Ein „umgekehrter“ Zusammenhang zwischen Einkommen und Zentralbankgeldmenge wurde aber auch vom *Haugh-Pierce*-Test praktisch falsifiziert.

Geldmenge M_1 , während die Geldmenge M_2 in keiner offensichtlichen empirischen Interdependenz zum Sozialprodukt steht.

Die Geldmenge M_1 nimmt insofern eine gewisse Sonderstellung zwischen den weiter abgegrenzten Geldmengenaggregaten und M_2 ein, weil sie einerseits nach einem Teil der Tests (nämlich nach einigen bivariaten *Sims*- und *Granger*-Ansätzen) ähnlich gut für Vorhersagen der Sozialproduktentwicklung geeignet ist wie die Zentralbankgeldmenge; andererseits erbringt aber der multivariate *Granger*-Test mit Einbeziehung des kurzfristigen Zinssatzes als exogener Variablen überwiegend kaum noch signifikante Hinweise auf Exogenität der Geldmenge M_1 gegenüber dem Sozialprodukt. Auch die Prognosekraft der anderen Geldmengenaggregate nimmt bei Berücksichtigung des Zinses in den Regressionen mitunter etwas ab, im Gegensatz zu M_1 weisen die Geldmenge M_3 und die Zentralbankgeldmenge aber auch dann noch statistisch signifikante F -Werte auf¹⁴.

Implizit deuten diese Ergebnisse damit auch auf die wichtige Funktion des Zinses im Transmissionsprozeß monetärer Impulse hin¹⁵. So stehen sowohl Geldmengenentwicklung und Zinsverlauf als auch Sozialproduktwachstum und Zinsbewegungen in engen wechselseitigen Beziehungen zueinander. Dem in den Regressionen für den *Granger*-Test berücksichtigten kurzfristigen Zins kommt im Geldangebotsprozeß und im geldmengenrelevanten Prozeß der Portfoliostrukturierung von Nichtbanken eine entscheidende Rolle zu. Von daher können Zinsen und Geldmenge nicht als vollkommen unabhängige Größen angesehen werden¹⁶. Die Zentralbank-

¹⁴ Bis auf einen Fall weisen die multivariaten *Granger*-Tests (Spalten b der Tabellen 1 und 2) für M_1 keine statistisch signifikanten F -Werte auf (der zu diesem Test gehörende Q -Wert liegt mit 18,1 recht nahe am kritischen Wert von 18,5, so daß Autokorrelation nicht gänzlich ausgeschlossen werden kann). Für die Zentralbankgeldmenge und M_3 liegen dagegen in allen Ansätzen, in denen Autokorrelation keine gravierende Rolle spielt, statistisch signifikante F -Werte vor. Die Existenz eines „umgekehrten“ Zusammenhangs zwischen M_1 bzw. der Zentralbankgeldmenge und dem Sozialprodukt kann in jeweils einer bivariaten Testanordnung (Spalte c der Tabelle 1 und f der Tabelle 2) nicht ausgeschlossen werden, während für M_3 eine derartige Hypothese von keinem Test gestützt wird. Der *Haugh-Pierce*-Test kann einen Einfluß des Sozialprodukts auf die Zentralbankgeldmenge mit geringer Irrtumswahrscheinlichkeit falsifizieren (Tabelle 3). Vor allem die multivariaten *Granger*-Tests deuten auf eine bessere Zwischenzieleignung der weiter definierten Geldmengenaggregate hin, die Unsicherheiten hinsichtlich der Zwischenzieleignung von M_1 sind jedenfalls bei diesen Tests größer.

¹⁵ So verwendet auch *Gebauer* bei seinen „Kausalitätstests“ den Zins neben Sozialprodukt- und Geldmengengrößen (*Gebauer* 1975, S. 607f.).

¹⁶ Nach *Sargent* dürfte eine derartige Korrelation in der Regel nur dazu führen, daß eine im bivariaten System ermittelte Feedback-Beziehung durch explizite Berücksichtigung der dritten Variablen zu einer einseitigen Beziehung wird (*Sargent* 1979, S. 289).

Tabelle 2

Exogenitätstests mit nicht saisonbereinigten Daten, Werte des F-Tests

| | Filter ^{b)} | Granger-Test ^{a)} | | | | Sims-Test ^{a)} | |
|----------------------|----------------------|----------------------------|--------------------|-------------------|--------|-------------------------|-------------------|
| | | $m \rightarrow y$ | | $y \rightarrow m$ | | $m \rightarrow y$ | $y \rightarrow m$ |
| | | a | b | c | d | e | f |
| | | (6,29) | (6,23) | (6,29) | (6,23) | (6,21) | (6,21) |
| Zentralbankgeldmenge | $(1 - 0,75 B)^2$ | 3,9 ** | 3,5 ** | 1,0 | 1,0 | 2,6 ^{***} | 2,3 * |
| | $(1 - pB)(1 - B)$ | 2,2 * | 2,3 * | 1,1 | 0,5 | 4,1 ^{****} | 1,1 |
| | $(1 - pB)(1 - B)^c$ | 4,1 ^{***} | 2,7 ** | 0,2 | 0,7 | 6,7 ^{***} | 0,3 |
| M 3 | $(1 - 0,75 B)^2$ | 4,8 ^{***} | 4,0 ^{***} | 0,2 | 1,6 | 2,3 * | 0,6 ⁺ |
| | $(1 - pB)(1 - B)$ | 2,9 ** | 2,7 ** | 0,1 | 1,1 | 2,1 * | 0,6 ⁺ |
| | $(1 - pB)(1 - B)^c$ | 3,4 ** | 3,1 ** | 0,2 | 0,6 | 2,3 * | 0,1 |
| M 1 | $(1 - 0,75 B)^2$ | 1,8 | 2,2 * | 1,3 | 1,0 | 2,4 * | 1,3 ⁺ |
| | $(1 - pB)(1 - B)$ | 1,5 ⁺ | 1,4 | 0,9 | 1,1 | 2,2 * | 0,8 ⁺ |
| | $(1 - pB)(1 - B)^c$ | 2,1 * | 1,7 | 1,1 | 1,1 | 4,2 ^{****} | 0,4 ⁺ |
| M 2 | $(1 - 0,75 B)^2$ | 1,0 | 1,5 | 1,8 | 2,0 | 1,6 ⁺ | 1,4 |
| | $(1 - pB)(1 - B)$ | 1,0 | 1,3 | 0,5 | 0,8 | 1,4 | 1,1 |
| | $(1 - pB)(1 - B)^c$ | 0,5 | 0,7 | 0,6 | 0,5 | 0,4 | 0,4 |

a) und b) s. Tabelle 1. Die Regressionen enthalten zusätzlich Saisonummies. – c) Bruttosozialprodukt und Zinsen wurden mit dem angegebenen Filter bereinigt. Die Geldmengenaggregate mit dem Filter $(1 - pB)(1 - B^4)$.

geldmenge ist zudem keine Größe, die von den geldpolitischen Instanzen wie eine „Geldbasis“ kurzfristig auf dem Zielpfad fixiert werden kann, sie wird vielmehr über die Geldmarktsätze gezielt beeinflusst (Dudler 1983, S. 45f.). Darüber hinaus stellen die mit den kurzfristigen Zinsen in Zusammenhang stehenden längerfristigen Zinsen einen wichtigen Kostenfaktor für Investitionen dar (insbesondere für solche mit hoher Kapitalintensität und langer Ausreifungszeit), die auf die zyklische Wirtschaftsentwicklung kräftige Anstoßimpulse ausüben (z.B. Ausrüstungs- und Bauinvestitionen). In zahlreichen Untersuchungen wurde weiterhin gezeigt, daß Rückkoppelungseffekte, die über Erwartungen, über die zyklische Dynamik von Geld- und Kreditnachfrage und über Reaktionen der Zentralbank von der konjunkturellen Entwicklung auf den Zinsverlauf ausgehen, recht ausgeprägt sind (z.B. Gibson-Paradox).

Tabelle 3
Haugh-Pierce-Test

| | | | | | | | |
|--|------|--------|----|-------------------------------|-----------------|-------------------------------|--------------------------------|
| 1) ARIMA-Modelle (Zeitraum: II. 1973 - IV. 1984, Quartale) | | | | | | | |
| Zentralbankgeldmenge (ZBG) | | | | | | Q ₁₂ ^{a)} | |
| $(1 - 0,83 B) (1 - B) (1 - B^4) \ln m_t = (1 - 0,46 B) (1 - 0,84 B^4) a_t$ | | | | | | 15,3 | |
| (0,16) | | (0,26) | | (0,07) | | | |
| Geldmenge M 3 | | | | | | 4,9 | |
| $(1 + 0,22 B) (1 - B) (1 - B^4) \ln m_t = (1 + 0,53 B) a_t$ | | | | | | | |
| (0,16) | | (0,14) | | | | | |
| Geldmenge M 2 | | | | | | 10,5 | |
| $(1 - 0,23 B) (1 - B) (1 - B^4) \ln m_t = (1 - 0,89 B^4) a_t$ | | | | | | | |
| (0,15) | | (0,06) | | | | | |
| Geldmenge M 1 | | | | | | 10,7 | |
| $(1 - 0,52 B) (1 - B) (1 - B^4) \ln m_t = (1 - 0,85 B^4) a_t$ | | | | | | | |
| (0,12) | | (0,06) | | | | | |
| Bruttosozialprodukt (y) | | | | | | 9,7 | |
| $(1 - B) (1 - B^4) \ln y_t = (1 - 0,71 B^4) a_t$ | | | | | | | |
| (0,13) | | | | | | | |
| 2) Testergebnisse | | | | | | | |
| $P = n \sum_{i=L}^M (r_{a_y a_m(i)})^2,$ | | | | | | | |
| n = Zahl der Beobachtungen, r = Korrelationskoeffizient | | | | | | | |
| | L | M | FG | P _{M1} ^{b)} | P _{M2} | P _{M3} | P _{ZBG} ^{b)} |
| Feedback | - 4 | 4 | 9 | 13,4 | 13,5 | 9,7 | 9,1 |
| | - 6 | 6 | 13 | 16,7 | 19,8 | 13,1 | 9,4 |
| | - 8 | 8 | 17 | 18,4 | 23,2 | 13,9 | 13,8 |
| | - 12 | 12 | 25 | 29,2 | 31,2 | 19,3 | 21,4 |
| m → y | - 16 | 16 | 33 | 36,3 | 43,3 | 32,0 | 29,9 |
| | - 1 | - 4 | 4 | 7,8 ⁺ | 6,2 | 6,8 | 6,5 |
| | - 1 | - 8 | 8 | 10,8 | 7,5 | 9,0 | 10,8 |
| | - 1 | - 12 | 12 | 20,2 ⁺ | 10,2 | 12,7 | 17,1 |
| | - 1 | - 16 | 16 | 24,3 ⁺ | 19,4 | 17,7 | 23,9 ⁺ |
| y → m | - 1 | - 20 | 20 | 30,6 ⁺ | 23,2 | 24,3 | 30,9 ⁺ |
| | 1 | 4 | 4 | 5,5 | 7,2 | 2,2 | 1,9 |
| | 1 | 8 | 8 | 7,6 | 15,7 | 4,3 | 2,3 ^{**} |
| | 1 | 12 | 12 | 9,0 | 21,0 | 5,8 | 3,6 ^{***} |
| | 1 | 16 | 16 | 12,0 | 23,9 | 13,6 | 5,3 ^{***} |
| | 1 | 20 | 20 | 13,7 | 26,9 | 20,1 | 7,2 ^{***} |

a) Chi-Quadrat-Test nach Ljung und Box (s. Feige und Pearce 1979, S. 528). – b) **/** bedeutet H₀ (keine Interdependenz) mit geringer Irrtumswahrscheinlichkeit (5%/1%) angenommen. – + bedeutet H₀ mit hoher Wahrscheinlichkeit falsifiziert (90%). Die Testgröße ist Chi-Quadrat verteilt.

Zwischen den Transmissionsschienen von Geldmenge und Zinsen (einschließlich der jeweiligen Rückkoppelungseffekte) kommt es daher zu zahlreichen Überlagerungen und gegenseitigen Interdependenzen¹⁷. Die Kollinearität zwischen kurzfristigen Zinsen und $M 1$ ist dabei intensiver als die zwischen kurzfristigen Zinsen und den weiter abgegrenzten Geldmengenaggregaten. Vermutlich ist es daher nicht rein zufälliger Natur, daß sich für die weiter definierten Geldmengenaggregate auch bei gleichzeitiger Berücksichtigung eines Zinssatzes in den *Granger*-Tests noch signifikante Einkommenswirkungen ergeben. Dies deutet darauf hin, daß sie im Gegensatz zu $M 1$ über Geldmarktsatzeinflüsse hinaus auch andere eigenständige monetäre Impulse widerspiegeln. Von daher dürfte die recht zinsreagible Geldmenge $M 1$ weniger als Zwischenziel der deutschen Geldpolitik in Betracht kommen als die von zinsinduzierten Einlagenumschichtungen nicht so stark betroffene Zentralbankgeldmenge oder die Geldmenge $M 3$.

IV. Problematik

Neben den auch in dieser Untersuchung berücksichtigten Problemen (autokorrelierte Residuen und Umfang der in die Regressionen aufgenommenen Informationen) gibt es noch weitere – auf den ersten Blick rein technische – Schwierigkeiten. So sind Einwände gegen eine Periodisierung der Zeitreihen in längere Zeitabschnitte erhoben worden, wobei bereits die Verwendung von Quartalswerten kritisiert wurde, weil dadurch Informationen verdeckt würden, die auf Monatsbasis noch sichtbar wären (*von Hagen* 1984, S. 558 ff.); aus ähnlichen Gründen wird teilweise die vorherige Saisonbereinigung der Daten, insbesondere mit solchen Verfahren, die zu einer gewissen Glättung der Zeitreihen führen, als problematisch erachtet (z. B. *Haugh* und *Pierce* 1977, S. 291)¹⁸. Zwar handelt es sich um Problembereiche, die nicht speziell die Anwendung von Exogenitätstests betreffen, sondern generell die statistische Zeitreihenanalyse erschweren; gerade Exogenitätstests scheinen aber auf Veränderungen in den Regressionen recht sensitiv zu reagieren. Wie auch bei anderen ökonometrischen Untersuchungen sind die Ergebnisse daher nur gültig auf Basis der jeweils getroffenen Annahmen.

Die häufig beobachtete Sensitivität der Testergebnisse mag nicht zuletzt daran liegen, daß die Verfahren auch konzeptionelle Schwächen aufweisen

¹⁷ Siehe hierzu eine im Ansatz ähnliche Diskussion bei *Sims* (1980 und 1982, S. 135 f.), der neben Geldmenge und Sozialproduktgrößen ebenfalls einen kurzfristigen Zins berücksichtigt.

¹⁸ Die Verwendung nicht saisonbereinigter Daten beim *Granger*- und *Sims*-Test brachte keine wesentlich anderen Ergebnisse (s. Tabellen 1 und 2).

(s. vor allem *Newbold* 1982, S. 701 ff.). Ein grundsätzlicher Nachteil ist zunächst einmal darin zu sehen, daß sie sich nicht auf konkrete Verhaltensweisen der Wirtschaftsakteure beziehen. So lassen sich nur Vermutungen darüber anstellen, wieso es zu einem „Kausalprozeß“ in der einen oder anderen Richtung kommt, der Ansatz selbst ist völlig losgelöst von „strukturellen“ Beziehungen, er stellt sozusagen eine „black-box“ dar. Diese Theorielosigkeit öffnet Interpretationsspielräume. So stellt eine statistisch ermittelte „seitenverkehrte“ Exogenitätsbeziehung zwischen Sozialprodukt und Geldmengenverlauf noch nicht sicher, daß die Geldmengenentwicklung den Einkommensschwankungen rein endogen folgt, also allein vom Verhalten der Nichtbanken abhängig und an der Geldpolitik vorbei zustande gekommen ist. Eine mögliche Ursache für einen derartigen Kausalitätsprozeß können nämlich auch Reaktionen der Zentralbank auf die wirtschaftliche Entwicklung – insbesondere eine über einen längeren Zeitraum aktiv oder passiv durchgeführte Politik der Akkommodation – sein.

Dies dürfte insbesondere dann der Fall sein, wenn inflationsbedingten Einkommenszuwächsen in bestimmten Phasen aus Rücksicht auf andere Zielbereiche in der Wirtschaft (Beschäftigung, Zahlungsbilanz und Wechselkurs) oder wegen einer bestehenden Interventionsverpflichtung an den Devisenmärkten nicht immer sofort konsequent entgegengetreten werden kann, so daß ein preisbedingter Einkommensanstieg durch eine Geldmengenexpansion akkommodiert wird. In diesem Fall könnten die Tests – wegen der Akkommodationspolitik der Notenbank – auf eine „umgekehrte“ Kausalitätsbeziehung hindeuten und die Geldmenge als endogene Größe, die auf die Sozialproduktentwicklung reagiert, ausweisen. Tatsächlich aber steht dahinter ein permissives Verhalten der Zentralbank; der Zusammenhang muß daher als von der Geldpolitik verursacht und politikbestimmt angesehen werden. Keinesfalls dürfte man aber in diesem Fall von einer „üblichen“ umgekehrten Kausalitätsbeziehung ausgehen, die dem Sprachgebrauch der „monetären Literatur“ entsprechend in der Regel als nachfragebedingt (und damit von seiten der Nichtbanken verursacht) betrachtet wird¹⁹.

Umgekehrt ist eine in diesen Ansätzen ermittelte enge „Kausalbeziehung“, die von der Geldmenge zum Sozialprodukt verläuft, nicht so zu interpretieren, daß die Kausalprozesse auch in dieser einfachen und direk-

¹⁹ Ähnlich argumentiert auch *Brunner*: „Die herrschenden geldpolitischen Institutionen bestimmen daher die relative Größe und auch die Richtung der umgekehrten Kausalität“. Und ein paar Sätze vorher: „Eine solche Analyse (eine detaillierte Analyse des Geldangebotsprozesses, d. Verf.) zeigt auf, daß eine Politik der Zinssteuerung die wichtigste Bedingung für eine umgekehrte Kausalität darstellt“ (*Brunner* 1984, S. 27). Ähnlich auch *Haugh* und *Pierce* (vgl. *Pierce* und *Haugh* 1977, S. 291.)

ten Form ablaufen. Dahinter können zahlreiche und vielschichtige strukturelle Beziehungen stehen, die z.B. von Zins- und Zinsstrukturbewegungen, den Akzelerationen und Dezelerationen der Preise und der Preiserwartungen sowie von Änderungen in der Einkommens- und Vermögensverteilung getragen werden, für die aber in ihrer Gesamtheit die Geldmenge einen recht guten Indikator, sozusagen eine geeignete „proxy-Variable“, abgibt. Allerdings kann ebenso nicht vollends ausgeschlossen werden, daß an Stelle der Geldmenge eine andere monetäre Transmissionsvariable noch bessere Ergebnisse erbringt, oder aber daß die Geldmenge eng korreliert ist mit anderen Transmissionsgrößen (wie „Realzinsen“ oder gesamtwirtschaftlichen Liquiditätskennzahlen), die den eigentlichen Antriebsmotor für die Entwicklung von Preisen und Einkommen darstellen²⁰. Damit in Zusammenhang steht auch das Problem von Scheinkorrelationen. So besteht gerade bei einer bivariaten Testanordnung die Möglichkeit, daß die beiden Variablen, für die die Exogenitätsanalyse durchgeführt wird, von einer dritten Variablen beeinflußt werden; darüber hinaus kann nicht ausgeschlossen werden, daß die vermeintlich verursachende Variable nur ein Zwischenglied in einer Kausalkette darstellt und letztlich nicht den Kausalitätsprozeß ausgelöst hat. Im Interesse einer analytischen Klärung von wirtschaftlichen Zusammenhängen müßte es natürlich darauf ankommen, den tatsächlichen Ursachen von ökonomischen Entwicklungen auf die Spur zu kommen. Kriterien, die nur auf die Prognosekraft von ökonomischen Größen abstellen, sind dazu nicht voll ausreichend. Weiterhin bestehen bei derartigen Analysen gewisse Unsicherheiten hinsichtlich des empirischen oder logischen Gehalts der Begriffe Kausalität und Exogenität, wenn (rationale) Erwartungen recht ausgeprägt die Handlungen in der Wirtschaft beeinflussen (*Schwert* 1983, S. 217) und die Politik der Notenbank erkennbaren Handlungsregeln folgt; dann kann man nämlich nicht mehr ohne weiteres der grundsätzlichen Überlegung zustimmen, daß die Zukunft nicht die Gegenwart oder Vergangenheit beeinflussen kann. Die konzeptionellen und statistischen Probleme von Exogenitätsanalysen dürfen daher nicht unterschätzt werden; sie lassen nur eine sehr vorsichtige Interpretation der Ergebnisse zu²¹. Darüber hinaus lassen sich Ursache-Wirkungs-Beziehungen (Kausali-

²⁰ Die bisherigen theoretischen und empirischen Untersuchungen im Rahmen der Zwischenziel- und Indikator Diskussion konnten für die herkömmlichen Zins- und Liquiditätsgrößen keine akzeptable Zwischenzieleignung ermitteln. „Realzinsen“ und Liquiditätskennzahlen (z.B. für den Unternehmensbereich) sind bis jetzt noch nicht überzeugend berechnet worden.

²¹ Vgl. dazu auch die zahlreichen Studien, die sich mit den Problemen der Tests eingehend auseinandersetzen (so insbesondere *Geweke, Meese* und *Dent* 1983, S. 161 ff.; *Schwert* 1983, S. 215 ff.; *Haugh* und *Pierce* 1977, S. 265 ff.; *Battaglia* und *Carlucci* 1982, S. 655 ff.).

tät) bei interdependenten wirtschaftlichen Zusammenhängen allein mit empirischen Verfahren, wie sie hier verwendet wurden, nicht bestimmen²².

Literatur

- Battaglia, F. und Carlucci, F.* (1982), A Simulation Study of Causality Tests, in: *Anderson, O. D.* (ed.), *Time Series Analysis: Theory and Practice I*, Amsterdam 1982, S. 655 ff. – *Brunner, K.* (1984), Hat der Monetarismus versagt?, *Kredit und Kapital*, 17, 1984, S. 18 ff. – *Cooley, T. F. und LeRoy, S. F.* (1985), Atheoretical Macroeconometrics, a Critique, *Journal of Monetary Economics*, 16, 1985, S. 283 ff. – *Deutsche Bundesbank* (Hrsg.), *Monatsberichte der Deutschen Bundesbank*, 37. Jg., Nr. 1, Januar 1985. – *Dudler, H.-J.* (1983), Instrumente und quantitative Hilfsmittel der kurzfristigen Geldmengenkontrolle, in: *Ehrlicher, W. und Richter, R.* (Hrsg.), *Geld- und Währungsordnung*, Schriften des Vereins für Socialpolitik, N.F., Bd. 138, 1983, S. 39 ff. – *Feige, E. L. und Pearce, D. K.* (1979), The Casual Causal Relationship Between Money and Income: Some Caveats for Time Series Analysis, *Review of Economics and Statistics*, 61, 1979, S. 521 ff. – *Gebauer, W.* (1975), Die Kausalitätsbeziehungen zwischen Geldmenge, Preisen und Produktion, *Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft*, 131, 1975, S. 603 ff. – *Geweke, J.* (1981), The Approximate Slopes of Econometric Tests, *Econometrica*, 49, 1981, S. 1427 ff. – *Geweke, J., Meese, R. und Dent, W.* (1983), Comparing Alternative Tests of Causality in Temporal Systems, *Journal of Econometrics*, 21, 1983, S. 161 ff. – *Granger, C. W. J.* (1969), Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods, *Econometrica*, 37, 1969, S. 424 ff. – *Granger, C. W. J. und Newbold, P.* (1974), Spurious Regressions in Econometrics, *Journal of Econometrics*, 2, 1974, S. 111 ff. – *von Hagen, J.* (1984), The Causal Role of Money in West Germany – Some Contradicting Comments and Evidence, *Weltwirtschaftliches Archiv*, 120, 1984, S. 558 ff. – *Haugh, L. D. und Pierce, D. A.* (1977), Causality in Temporal Systems, Characterizations and a Survey, *Journal of Econometrics*, 5, 1977, S. 265 ff. – *Kirchgässner, G.* (1981), Einige neuere statistische Verfahren zur Erfassung kausaler Beziehungen, Göttingen 1981. – *Newbold, P.* (1982), Causality Testing in Economics, in: *Anderson, O. D.* (ed.), *Time Series Analysis: Theory and Practice I*, Amsterdam 1982, S. 701 ff. – *Sargent, T. J.* (1979), *Macroeconomic Theory*, New York 1979. – *Scheide, J.* (1984), *Geldpolitik, Konjunktur und rationale Erwartungen*, Kieler Studien 188, Kiel 1984. – *Schwert, G. W.* (1983), Tests of Causality – The Message in the Innovations, in: *Brunner, K. und Meltzer, A. H.* (eds.), *Theory, Policy, Institutions: Papers from the Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Amsterdam 1983, S. 215 ff. – *Sims, C. A.* (1972), Money, Income and Causality, *American Economic Review*, 62, 1972, S. 540 ff. – *Sims, C. A.* (1980), Comparison of Interwar and Postwar Business Cycles: Monetarism Reconsidered, *American Economic Review*, 70, 1980, S. 250 ff. – *Sims, C. A.* (1982), Policy Analysis With Econometric Models, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1982, S. 107 ff.

²² Vgl. dazu *Cooley und LeRoy* 1985, S. 283 ff.

Zusammenfassung

Zur „Kausalität“ von Geldmenge und Sozialprodukt

Exogenitätstests stellen empirische Verfahren dar, mit denen wechselseitig vermutete Abhängigkeiten zwischen zwei oder einer kleinen Zahl von Variablen auf ihre empirische Richtigkeit überprüft werden können. Sie gehen von der Überlegung aus, daß die Zukunft nicht die Vergangenheit beeinflussen kann („post hoc ergo propter hoc“). Die Anwendung und Auswertung von Exogenitätstests ist allerdings nicht unproblematisch.

Trotz zahlreicher Schwierigkeiten sind Exogenitätstests in der letzten Zeit häufig auch für die Bundesrepublik auf die Zusammenhänge zwischen Geldmenge und Einkommenentwicklung angewendet worden, allerdings bisher noch nicht für die Zentralbankgeldmenge, die von der Deutschen Bundesbank als monetäres Zwischenziel verwendet wird, und ebenfalls nicht für geschlossene Zeiträume, in denen eine aktive Geldmengensteuerung von der Deutschen Bundesbank betrieben wurde. Die hier vorgestellten Testergebnisse deuten darauf hin, daß in der Untersuchungsperiode (1973 - 1984) Schwankungen in der Geldmenge entsprechenden Änderungen im Sozialproduktverlauf vorausgingen und für Prognosen der Sozialproduktentwicklung geeignet waren; die Hypothese eines „umgekehrten“ Zusammenhangs konnte in der Mehrzahl der Fälle für diese Stützperiode falsifiziert werden. Weiter abgegrenzte Geldmengenaggregate wie die Zentralbankgeldmenge und M_3 zeigten bei diesen Tests bessere Zwischenzieleignung als die enger definierte Geldmengengröße M_1 . Die Geldmenge M_2 scheint demgegenüber nach den hier durchgeführten Untersuchungen als Zwischenzielgröße ungeeignet zu sein.

Die Exogenität der Geldmenge im Sinne einer simplen „monetaristischen“ Interpretation des monetären Transmissionsprozesses läßt sich allerdings bei interdependenten ökonomischen Zusammenhängen ohne theoretische Deduktion bzw. ohne Rückgriff auf Strukturmodelle mit weitgehenden a priori-Restriktionen letzten Endes nicht begründen. Von daher sollten die Ergebnisse derartiger Tests als Vorstudien für weitergehende Untersuchungen angesehen werden, aber nicht als Verfahren zur Überprüfung von wirtschaftstheoretischen Konzeptionen.

Summary

On the “Causality” of Money Supply and National Product

Exogeneity tests are empirical methods with which reciprocally assumed dependencies among two or a small number of variables are checked with respect to their empirical correctness. They proceed from the deliberation that the future cannot influence the past (“post hoc ergo propter hoc”). The use and evaluation of exogeneity tests, however, are not without problems.

Despite numerous difficulties, exogeneity tests have recently been used frequently also for the Federal Republic of Germany with respect to the interrelationships between the money supply and income trends, though up to now not for the central bank money supply that is used by the German Bundesbank as a monetary, intermediate objective, and also not for closed periods in which active money supply control was

practiced by the German Bundesbank. The test results presented here indicate that in the period under investigation (1973 - 1984) fluctuations in the money supply preceded corresponding changes in the trend of the national product and were suitable for forecasting national product trends; the hypothesis of a "reverse" relationship could be demonstrated as false in the majority of cases for this period. More broadly defined money supply aggregates such as the central bank money supply and *M* 3 showed in these tests greater suitability with regard to intermediate objectives than the more narrowly defined money supply magnitude *M* 1. In comparison, from the studies carried out *M* 2 appears to be unsuitable as an intermediate objective.

The exogeneity of the money supply in the sense of a simple "monetaristic" interpretation of the monetary transmission process, where interdependent economic relationships prevail, cannot be substantiated without theoretical deduction or recourse to structural models with far-reaching a priori restrictions. Hence, the results of such tests should be regarded as preliminary studies for more far-reaching investigations, but not as methods for checking conceptions of economic theory.

Résumé

La «causalité» de la quantité monétaire et du produit national

Pour analyser empiriquement si deux ou un petit nombre de variables dépendent vraiment, comme on le suppose, les unes des autres, on peut utiliser des procédés empiriques, à savoir des tests d'exogénéité. D'après ceux-ci, l'avenir ne peut pas influencer le passé («post hoc ergo propter hoc»). Il est cependant problématique d'appliquer et d'interpréter ces tests.

Malgré de nombreuses difficultés, on a souvent utilisé ces derniers temps des tests d'exogénéité pour la République fédérale. On voulait par là examiner les relations entre la quantité monétaire et l'évolution des revenus. Ces tests n'ont cependant pas encore été employés jusqu'ici pour la quantité monétaire de la banque centrale que la Deutsche Bundesbank utilise comme objectif monétaire intermédiaire, ni pour des périodes fermées où la Deutsche Bundesbank a contrôlé activement la quantité monétaire. Les résultats des tests présentés ici, indiquent que, dans la période analysée (1973 - 1984), des fluctuations de la quantité monétaire ont précédé des modifications correspondantes de l'évolution du produit national et étaient appropriées à pronostiquer l'évolution du produit national; l'hypothèse d'un rapport «inverse» a pu être falsifiée dans la plupart des cas pour cette période de référence. Des agrégats de quantité monétaire mieux spécifiés, comme la quantité monétaire de la banque centrale et *M* 3 se sont révélés dans ces tests plus aptes que *M* 1, définie plus étroitement, à atteindre l'objectif intermédiaire. D'après les analyses faites ici, la quantité monétaire *M* 2 semble inadéquate comme grandeur d'objectif intermédiaire.

Toutefois, on ne peut pas en fin de compte justifier l'exogénéité de la quantité monétaire dans le sens d'une interprétation «monétariste» simple du processus de transmission monétaire, lorsque les rapports économiques sont interdépendants, sans faire une déduction théorique ou sans avoir recours à des modèles structurels avec de larges restrictions à-priori. Voilà pourquoi il faut considérer les résultats de tels tests comme des études préliminaires à des analyses supplémentaires, et non comme procédés pour analyser des conceptions économiques théoriques.