

Zu den Kausalitätsbeziehungen zwischen Geldmenge, Sozialprodukt und Preisniveau

Von Klaus Schöler

In zahlreichen Untersuchungen sind Granger-Kausalitätstests für die gesamtwirtschaftlichen Aggregate Geldmenge, Sozialprodukt und Preisniveau durchgeführt worden, wobei sich zum Teil widersprüchliche Resultate zeigen. Für die gleiche Fragestellung wird in diesem Beitrag ein modifizierter Testansatz auf die Daten der Bundesrepublik Deutschland angewendet, in dem die Lag-Struktur der Variablen nicht mehr arbiträr vorgegeben werden muß. Mit Hilfe des FPE-Kriteriums von Akaike wird in den Kausalitätstests der erste und letzte zu berücksichtigende Lag endogen bestimmt, um so Fehler aus willkürlich gewählten Lag-Längen zu vermeiden.

I. Einleitung

Die Probleme der Kausalbeziehungen zwischen Geldmenge und Sozialprodukt, Geldmenge und Preisniveau sowie zwischen Preisniveau und Sozialprodukt werden in der Ökonomie schon seit langer Zeit diskutiert. Die Currency-Banking-Kontroverse des 19. Jahrhunderts wurde durch die erstgenannte Fragestellung bestimmt, eine Diskussion, die ihre Fortsetzung in der modernen Wirtschaftstheorie gefunden hat. Während monetaristisch orientierte Autoren von der Exogenität der Geldmenge ausgehen und die volkswirtschaftliche Produktion als endogene Variable auffassen, neigen keynesianische Ökonomen zu der umgekehrten Wirkungsbeziehung. Die zweite Fragestellung findet ihren Niederschlag in der monetaristischen Inflationshypothese, nach der die Ursache von Preisniveausteigerungen in den über das Wachstum des realen Sozialproduktes hinausgehenden Geldmengenausweiterungen zu finden ist. Die dritte Fragestellung schließlich mündet in die Hypothese, nach der ein inflationärer Prozeß die Signalfunktion der Einzelpreise stört und somit zu einer ineffizienten Verwendung der Ressourcen führt, die sich in einem geringeren Produktionsniveau niederschlägt.

Da jede einzelne dieser Fragen kontrovers diskutiert wird, ist es nicht erstaunlich, daß statistische Verfahren zur Klärung des Kausalitätsproblems oder Exogenitätsproblems schon seit ihrer Entstehung angewandt werden, um die Kontroverse in die eine oder andere Richtung entscheiden zu können. Inzwischen ist eine Vielzahl von Untersuchungen für die wichtigsten Volkswirtschaften erschienen; einen Überblick über die Resultate gibt

*Kirchgässner*¹. Für die Bundesrepublik Deutschland zeigen die Kausalitätstests zum Teil unterschiedliche Ergebnisse. *Gebauer*² konnte unter Verwendung des *Granger*-Tests³ nachweisen, daß weder das Geldmengenaggregat M_1 noch M_2 die reale Produktion beeinflussen, diese aber zur Geldmenge M_1 kausal ist. Ferner verdeutlicht seine Untersuchung, daß M_1 kausal zum Preisniveau ist, nicht hingegen M_2 . *Weissenberger* und *Thomas*⁴ weisen darauf hin, daß die Resultate von den eingesetzten Kausalitätstests abhängen. Mit Hilfe des *Sims*-Tests⁵ konnten die Autoren nachweisen, daß die reale Produktion kausal zu M_2 ist; unter Verwendung des *Pierce-Haugh*-Tests⁶ zeigt sich auch eine Wirkungsbeziehung von M_2 auf das Preisniveau. *Scheide*⁷, der einen von *Hsiao*⁸ vorgeschlagenen Test benutzt, kommt u. a. zu den Ergebnissen, daß M_1 die nominelle und reale Inlandsnachfrage bestimmt, M_2 das Preisniveau beeinflußt, hingegen M_1 nicht kausal zu dieser Größe ist. Von *Hagen*⁹ legt unter Verwendung von Monatsdaten dar, daß sowohl M_1 zur Produktion als auch diese zu M_1 kausal ist. *Kirchgässner*¹⁰ führt verschiedene Tests durch (direktes Granger-Verfahren, Sims-Test und Pierce-Haugh-Test) und kommt zu dem Ergebnis, daß zwischen Bruttosozialprodukt und M_2 Kausalitätsbeziehungen bestehen, jedoch nicht zwischen M_1 und dem Bruttosozialprodukt. In einer jüngsten Untersuchung stellt *Geisler*¹¹ hingegen fest, daß die Zentralbankgeldmenge und M_3 bestimmd für das nominale Sozialprodukt sind, von diesem Aggregat aber keine Wirkungen auf eine der verwendeten Geldmengengrößen ausgehen. Es liegt die Vermutung nahe, daß die Widersprüchlichkeit der Ergebnisse offensichtlich auf drei Gründe zurückzuführen ist: auf die untersuchten Zeitschnitte, auf die Periodizität der Zeitreihen (Quartalsdaten vs. Monatsdaten) und schließlich auf die angewendeten Verfahren.

Die Widersprüchlichkeit der Ergebnisse stellt zweifellos eine Aufforderung dar, die genannten Zeitreihen erneuten Kausalitätstests zu unterziehen. Zu diesem Zweck soll das auch schon von *Scheide*¹² benutzte *Hsiao*-Verfahren, allerdings in einer modifizierten Form, Verwendung finden. Diese Methode sowie der grundlegende Ansatz von *Granger* werden in dem nachfolgenden Abschnitt II diskutiert. Testvorbereitung und Testdurchfüh-

¹ *Kirchgässner* (1985).

² *Gebauer* (1975).

³ *Granger* (1969).

⁴ *Weissenberger* / *Thomas* (1983).

⁵ *Sims* (1972).

⁶ *Pierce* / *Haugh* (1977).

⁷ *Scheide* (1984).

⁸ *Hsiao* (1979).

⁹ *von Hagen* (1984).

¹⁰ *Kirchgässner* (1985).

¹¹ *Geisler* (1986).

¹² *Scheide* (1984).

rung sind in Abschnitt III dargestellt und Abschnitt IV enthält die gewonnenen Ergebnisse. Abschnitt V versucht, die Schlußfolgerungen aus den Resultaten zu ziehen. Dabei wird einerseits die Leistungsfähigkeit des modifizierten Hsiao-Verfahrens diskutiert und andererseits werden die eigenen Ergebnisse mit denen der vorangegangenen Untersuchungen verglichen.

II. Darstellung der Kausalitätstests

Die Kausalitätstests gehen von der einfachen Überlegung aus, daß die Vergangenheit die Gegenwart beeinflussen kann, nicht jedoch die Gegenwart von der Zukunft beeinflußt wird^{13,14}. Sind zwei Zufallsvariablen x und y gegeben, so ist nach einer allgemeinen Definition der Granger-Kausalität y_{t-1} kausal zu x_t , wenn

$$(1) \quad F(x_t | \Omega_{t-1}) \neq F(x_t | \Omega_{t-1} - y_{t-1})$$

gilt. $F(\cdot)$ sei die bedingte Verteilungsfunktion für das Eintreten der Ereignisse x_t und Ω_{t-1} das gesamte zum Zeitpunkt $t-1$ verfügbare Wissen, also auch über y_{t-1} . Es leuchtet unmittelbar ein, daß diese Formulierung nicht operational ist, da weder das gesamte Wissen Ω_{t-1} noch die bedingte Verteilungsfunktion $F(\cdot)$ bekannt sind. Daher wird die Frage nach der bedingten Verteilung ersetzt durch die Frage nach der Prognosefähigkeit einer Variablen und die umfassende Informationsmenge Ω_{t-1} auf eine begrenzte Informationsmenge I_{t-1} reduziert. Verbessert sich die Prognose von x_t durch die Verwendung von y_{t-1} in einem Schätzansatz, so ist die Varianz $\sigma^2(x|I)$ des Prognosefehlers für x_t kleiner als die Varianz $\sigma^2(x|I_t - y_{t-1})$ bei Unkenntnis von y_{t-1} . Nach dieser Definition ist y_{t-1} kausal zu x_t , wenn gilt

$$(2) \quad \sigma^2(x_t | I_{t-1}) < \sigma^2(x_t | I_{t-1} - y_{t-1}).$$

Mit dieser Reduktion auf eine testbare Definition von Kausalität wird aber auch die Vorstellung aufgegeben, Ursache-Wirkung-Beziehungen aufdecken zu können. An ihre Stelle tritt die inkrementale Prognostizierbarkeit von Variablen, wobei die Gefahr von Scheinkorrelationen nicht grundsätzlich vermieden werden kann. Daher sind in der Vergangenheit für den Begriff der Kausalität andere Termini vorgeschlagen worden, wie etwa der der Exogenität, um Verwechslungen zwischen dem traditionellen Begriff der Kausalität und der Definition der Granger-Kausalität zu vermeiden. Da

¹³ Geisler (1986).

¹⁴ Man könnte einwenden, daß dieses Argument bei der Existenz rationaler Erwartungen nicht mehr gelte. Dies ist aber keineswegs der Fall, da die Erwartungen über zukünftige Zustände nur auf der Informationsgrundlage verfügbarer Informationen und damit vergangenheitsbezogener Daten gebildet werden können.

aber in der Literatur „Kausalität“ verwendet wird, soll von einer Umbenennung abgesehen werden. Der Vorteil der Kausalitätstests besteht unzweifelhaft darin, im Vorfeld der Modellbildung die Beziehungen zwischen den Größen empirisch zu klären, um die Zahl der a priori eingeführten Restriktionen so gering wie möglich zu halten. Ferner kann mit Hilfe des Kausalitätstests ein Beitrag zur Entscheidung zwischen konkurrierenden Hypothesen geleistet werden.

Die in Gleichung (2) gegebene erste Definition von Kausalität lässt sich verallgemeinern für alle beliebigen $x_t \in I$ und $y_t \in I$. Die Variablen seien y_t und x_t und es soll angenommen werden, daß ihre Kovarianz konstant ist. Mit \bar{y}_t und \bar{x}_t seien alle vergangenen Werte von y_t und x_t bezeichnet und mit $\bar{\bar{y}}_t$ und $\bar{\bar{x}}_t$ alle vergangenen und gegenwärtigen Werte von y und x . Weiterhin wird mit $\sigma^2(x_t | I)$ die Varianz des minimalen Erwartungsfehlers bezeichnet, wobei I als Teilmenge \bar{x}_t , \bar{y}_t oder $\bar{\bar{y}}_t$ enthalten kann bzw. für $\sigma^2(y_t | I)$ kann I die Teilmenge \bar{y}_t , \bar{x}_t oder $\bar{\bar{x}}_t$ enthalten. Damit lassen sich grundsätzlich vier Fälle von Kausalitätsbeziehungen unterscheiden:

1. y ist kausal zu x , wenn gilt: $\sigma^2(x_t | \bar{x}_t, \bar{y}_t) < \sigma^2(x_t | \bar{x}_t)$:

Die Verwendung vergangener Werte von y_t verbessert – wie in Gleichung (2) angenommen – die Prognose von x_t gegenüber dem univariaten Modell, da die Varianz des Prognosefehlers von x_t reduziert wird.

2. y und x beeinflussen sich gleichzeitig: $\sigma^2(x_t | \bar{x}_t, \bar{\bar{y}}_t) < \sigma^2(x_t | \bar{x}_t, \bar{y}_t)$. Die zusätzliche Verwendung des gegenwärtigen Wertes von y – neben den vergangenen Werten von x und y – verbessert die Prognose von x_t , da die Varianz des Prognosefehlers von x_t gegenüber der alleinigen Verwendung vergangener Werte im bivariaten Modell reduziert wird. In diesem Fall kann die Richtung der Kausalität nicht entschieden werden. Eine mögliche Lösung für dieses Problem besteht darin, Zeitreihen mit einer feineren Periodeneinteilung zu verwenden, um auf diesem Weg möglicherweise eine Kausalitätsstruktur gemäß 1. feststellen zu können.

3. Zwischen y und x besteht eine Feedback-Struktur, wenn x zu y und y zu x kausal ist: $\sigma^2(x_t | \bar{x}_t, \bar{y}_t) < \sigma^2(x_t | \bar{x}_t)$ und $\sigma^2(y_t | \bar{y}_t, \bar{x}_t) < \sigma^2(y_t | \bar{y}_t)$.

4. y und x sind unabhängig voneinander, wenn gilt:

$$\begin{aligned}\sigma^2(x_t | \bar{x}_t, \bar{\bar{y}}_t) &= \sigma^2(x_t | \bar{x}_t, \bar{y}_t) = \sigma^2(x_t | \bar{x}_t) \text{ und} \\ \sigma^2(y_t | \bar{y}_t, \bar{\bar{x}}_t) &= \sigma^2(y_t | \bar{y}_t, \bar{x}_t) = \sigma^2(y_t | \bar{y}_t).\end{aligned}$$

Diese operationalen Definitionen von Kausalität beziehen sich ausschließlich auf lineare Testansätze¹⁵. Daher wird der Test wie folgt implementiert: Man ermittelt für zwei Zeitreihen, die durch geeignete Transformationen (vgl. Abs. III) die Anforderungen schwacher Stationarität erfüllen, mit Hilfe von LS-Schätzungen die Gleichungen

¹⁵ Granger (1969).

$$(3) \quad \hat{x}_t = a_{0x} + \sum_{j=1}^m a_{1xj} x_{t-j} + \sum_{j=\tau}^n a_{2xj} y_{t-j}$$

und

$$(4) \quad \hat{y}_t = a_{0y} + \sum_{j=1}^m a_{1yj} y_{t-j} + \sum_{j=\tau}^n a_{2yj} x_{t-j}.$$

Die Größen a_{0x} und a_{0y} sind Konstanten und τ ist für die Kausalitätsannahme gemäß Definition 1. gleich 1 sowie für die gleichzeitige Kausalität gleich 0. Die Lag-Längen m und n müssen arbiträr vorgegeben werden, wobei es sich bei Quartalsdaten als zweckmäßig erwiesen hat, die maximalen Lags auf 4, 8 und 12 festzusetzen. Es ist durch F-Tests zu prüfen, ob die Koeffizienten a_{2xj} bzw. a_{2yj} in ihrer Gesamtheit signifikant von Null verschieden sind. Ist dies für $a_{2xj} \forall j$ von 1 bis n der Fall, so kann gesagt werden, daß $y_{t-j} \forall j$ von 1 bis n zu x_t kausal ist. Analog gilt für Gleichung (4), daß $x_{t-j} \forall j$ von 1 bis n zu y_t kausal ist, wenn die Koeffizienten a_{2yj} , j von 1 bis n in ihrer Gesamtheit signifikant von Null verschieden sind. Die gleichzeitige Kausalität wird entsprechend durch die Hinzunahme von a_{2x0} bzw. a_{2y0} geprüft.

Die Anwendung des beschriebenen Verfahrens lässt jedoch zwei Nachteile sichtbar werden. Sowohl das Signifikanzniveau als auch die Lag-Längen m und n müssen arbiträr vorgegeben werden. Es ist nun wahrscheinlich, daß sich das Ergebnis des Kausalitätstests mit varierenden maximalen Lags verändert, wobei aber leider kein Auswahlkriterium für die Lag-Ordnungen m und n zur Verfügung steht. Es liegt daher nahe, einen modifizierten Kausalitätstest anzuwenden, der diese beiden Nachteile nicht aufweist.

Die von *Hsiao*¹⁶ vorgeschlagene Variante des Kausalitätstests basiert auf dem von *Akaike*¹⁷ eingeführten Kriterium des minimalen Final Prediction Errors (FPE). Dieses Kriterium dient dazu, die Ordnung eines univariaten, stationären, autoregressiven Prozesses festzulegen und über die Verwendung zusätzlicher Variablen in einem multivariablen Modell zu entscheiden. Dabei werden zwei gegenläufige Effekte zum Ausgleich gebracht. Eine zu niedrige Lag-Ordnung kann zur Verzerrung der Parameterschätzungen führen; eine zu hohe Lag-Ordnung kann die Ineffizienz der Schätzung erhöhen. Die Minimierung des FPE-Wertes trägt den beiden Problemen, die sich aus zu geringen oder zu hohen Lag-Ordnungen ergeben, Rechnung. Durch die Kombination des FPE-Kriteriums mit der von Granger eingeführten und oben dargestellten Definition von Kausalität erhält man eine Methode zur Identifikation eines Gleichungssystems, in das jede Variable mit einer unterschiedlichen Lag-Struktur Eingang finden kann.

¹⁶ *Hsiao* (1979), *Hsiao* (1981), *Hsiao* (1982).

¹⁷ *Akaike* (1969).

Nimmt man zwei stationäre Zeitreihen (y, x) an, so ergibt sich daraus ein bivariate, autoregressives Modell:

$$(5) \quad y_t = \psi_{11}(L)y_t + \psi_{12}(L)x_t + u_t$$

$$(6) \quad x_t = \psi_{21}(L)y_t + \psi_{22}(L)x_t + v_t$$

mit

$$\psi_{ij}(L) = \sum_{l=1}^{M_{ij}} \psi_{ijl} L^l,$$

wobei L den Lag-Operator darstellt ($Ly_t = y_{t-1}$). Die Größen u_t und v_t sind White-noise-Innovationsterme mit einer konstanten Kovarianzmatrix und Mittelwerten von Null. Die Ordnung der Lags wird unter Anwendung der LS-Schätzung durch die Minimierung des FPE für $y_t = E(y_t - \hat{y}_t)^2$ ermittelt, wobei \hat{y}_t der geschätzte Wert von y_t ist:

$$(7) \quad \hat{y}_t = \hat{a} + \hat{\psi}_{11}^m(L)y_t + \hat{\psi}_{12}^n(L)x_t.$$

Wie in (3) und (4) kennzeichnen m und n die Lag-Ordnung, wobei allerdings m und n bis zu einer a priori festgesetzten höchsten Lag-Ordnung M variieren können ($m, n \leq M$). Die LS-Schätzer $\hat{\psi}$ und \hat{a} ergeben sich für die Zeitreihen $t = 1$ bis T . Der FPE-Wert ist definiert als der korrigierte Mittelwert der quadrierten Prognosefehler

$$(8) \quad \begin{aligned} \text{FPE}_y &= E(y_t - \hat{y}_t)^2 \\ &= E(y_t - \hat{\psi}_{11}^m(L)y_t - \hat{\psi}_{12}^n(L)x_t - \hat{a}_t)^2 \\ &= \sigma_u^2 ((T + m + n + 1)/T), \end{aligned}$$

wobei σ_u^2 die Varianz von u_t darstellt, deren geschätzter Wert

$$(9) \quad \hat{\sigma}_u^2 = \frac{Q_y(m, n)}{T - m - n - 1}$$

mit

$$Q_y(m, n) = \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{\psi}_{11}^m(L)y_t - \hat{\psi}_{12}^n(L)x_t - \hat{a}_t)^2$$

beträgt. Unter Verwendung von (9) und (10) erhält man schließlich

$$(10) \quad \text{FPE}_y(m, n) = \frac{T + m + n + 1}{T - m - n - 1} Q_y(m, n)/T.$$

Aus (10) ist unmittelbar zu erkennen, daß der FPE-Wert ansteigt, wenn eine zu hohe Lag-Ordnung für m und n gewählt wird (erster Term auf der rechten Seite) und ebenfalls ansteigen kann, wenn die Lag-Ordnung zu niedrig angesetzt wird. Die optimale Lag-Ordnung wird folglich ermittelt, indem $m \in [1, M]$ und $n \in [0, M]$ derart variiert werden, daß der FPE-Wert ein Minimum erreicht.

Die Kausalitätsdefinitionen nach Granger (1969) können nunmehr unter Verwendung des FPE-Kriteriums wie folgt formuliert werden:

1. x ist kausal zu y , wenn gilt $\text{FPE}_y(m, n) < \text{FPE}_y(m, 0)$. $\text{F}_y(m, 0)$ repräsentiert den minimalen FPE-Wert des univariaten Modells.
2. y und x beeinflussen sich gleichzeitig:
 $\text{FPE}_y(m, n') < \text{FPE}_y(m, n)$. $\text{F}_y(m, n')$ stellt den minimalen FPE-Wert unter Hinzunahme des kontemporären Wertes von x dar.
3. Feedback-Kausalität: $\text{FPE}_y(m, n) < \text{FPE}_y(m, 0)$ und $\text{FPE}_x(m, n) < \text{FPE}_x(n, 0)$.
4. Keine Kausalität: $\text{FPE}_y(m, n') = \text{FPE}_y(m, n) = \text{FPE}_y(m, 0)$ und $\text{FPE}_x(n, m') = \text{FPE}_x(n, m) = \text{FPE}_x(n, 0)$.

Zur Überprüfung der Kausalitätsstrukturen bedarf es nunmehr eines iterativen Verfahrens zur Ermittlung der FPE-minimalen Lag-Ordnungen.

III. Durchführung der Kausalitätstests

Die Durchführung des Kausalitätstests ist im wesentlichen an zwei Voraussetzungen gebunden. Zum einen sind die Zeitreihen durch geeignete Transformationen in stationäre oder zumindest schwach stationäre Reihen zu überführen. Zum anderen muß ein sequentielles Verfahren gefunden werden, um die optimale Lag-Struktur hinsichtlich $\text{FPE} \rightarrow \min$ zu finden.

Zur Lösung des zweiten Problems schlägt *Hsiao*¹⁸ einen Weg vor, der hier, modifiziert um die zusätzlichen Schritte 5 und 6, wiedergegeben werden soll:

1. Zunächst ist die optimale Anzahl der Lags m für einen eindimensionalen autoregressiven Prozeß durch die Minimierung von $\text{FPE}_y(m, 0)$ zu ermitteln. Die Schätzgleichung lautet folglich $\hat{y}_t = \hat{\psi}_1^m(L) y_t + \hat{\alpha}$.
2. Unter Beibehaltung der optimalen Lag-Struktur m wird sodann die exogene Variable x_t in das System eingeführt und die optimale Anzahl der Lags n durch erneute Minimierung des $\text{FPE}_y(m, n)$ -Wertes für die Schätzgleichung $\hat{y}_t = \hat{\psi}_1^m(L) y_t + \hat{\psi}_2^n(L) x_t + \hat{\alpha}$ errechnet.

¹⁸ *Hsiao* (1981).

3. Nunmehr werden die in Schritt 1 und 2 ermittelten FPE-Werte verglichen. Ist $FPE_y(m, n) < FPE_y(m, 0)$, so ist x kausal zu y .
4. Dieser in Schritt 3 beschriebene Vergleich wird nacheinander für alle exogenen Variablen x, z, w usw. durchgeführt. In der Gleichung verbleiben die exogenen Variablen mit der ermittelten optimalen Lag-Struktur $n_1, n_2 \dots n_k$, die zur Minimierung des FPE-Wertes beitragen.
5. Weil die Variablen sequentiell in die Gleichung einbezogen werden, können die Lag-Ordnungen der zunächst einbezogenen Variablen inadäquat sein, da relevante Variablen im System noch fehlen. Daher wird in einem ersten Korrekturschritt die Schätzung mit allen verbliebenen Variablen und den vorläufigen Lag-Ordnungen $m, n_1 \dots n_k$ wiederholt und schrittweise, beginnend mit dem autoregressiven Prozeß in y , jede Lag-Ordnung $m, n_1 \dots n_k$ erneut in bezug auf einen minimalen FPE-Wert variiert. Alle anderen Lag-Ordnungen werden dabei konstant gehalten.
6. In einem zweiten Korrekturschritt werden in der gleichen Weise die niedrigsten Lags des Systems bestimmt. Beginnend mit dem autoregressiven Prozeß in y werden schrittweise, für jede Variable getrennt bei unveränderter Struktur für die anderen Variablen, die niedrigsten Lags derart variiert, daß der FPE-Wert erneut minimiert wird. Die in 5. ermittelten maximalen Lags dienen dabei als obere Grenze und werden zu diesem Zweck übernommen. Auf diese zusätzliche Möglichkeit zur Reduktion der Parameter des Systems verzichtet *Hsiao*¹⁹, jedoch zeigen einige Untersuchungen²⁰, daß dieser zusätzliche Korrekturschritt durchaus von empirischer Bedeutung ist.
7. Nunmehr müssen die Schritte 1 bis 6 für die umgekehrte Kausalitätsvermutung wiederholt werden. Zunächst wird der eindimensionale autoregressive Prozeß $\hat{x}_t = \hat{\psi}_1^n(L) x_t + \hat{\alpha}$ bestimmt und dann die exogene Variable y in das System eingeführt.
8. Schließlich ist aus den beiden durch die Schritte 1 bis 6 gewonnenen FPE-minimalen Gleichungen das System zu identifizieren, indem die Richtung der Kausalitätsbeziehung bestimmt wird. Dieser Schritt wird nicht in allen Anwendungsfällen möglich sein, insbesondere dann nicht, wenn gleichzeitige Kausalität auftritt.

Die Schritte 4 und 5 haben nur für Systeme mit mehr als zwei Variablen Bedeutung. In diesen Fällen ist Schritt 7 für jede Variable durchzuführen. Zusammenfassend soll an dieser Stelle auf die Vorteile der modifizierten Kausalitätstests hingewiesen werden. Während im ursprünglichen Granger-Test die Lag-Länge der Variablen willkürlich vorgegeben werden muß,

¹⁹ *Hsiao* (1979).

²⁰ *Blang / Schöler* (1987), *Schöler* (1988 a), *Schöler* (1988 b).

stellt das Hsiao-Verfahren ein Kriterium zur Verfügung, um zu einer optimalen Lag-Struktur zu gelangen. Das modifizierte Hsiao-Verfahren erlaubt es ferner, die Anzahl der Parameter durch Hochsetzen der Anfangslags weiter zu reduzieren, wobei der FPE-Wert unverändert als Kriterium dient.

Das zweite zu lösende Problem bei der Durchführung der Kausalitätstests stellt die geeignete Transformation der nichtstationären Zeitreihen in stationäre Zeitreihen dar. Eine Zeitreihe ist stationär, wenn folgende Bedingungen gegeben sind²¹: Zunächst muß der Erwartungswert der Zeitreihe konstant sein:

$$(11) \quad \bar{y} = E(y_t) = E(y_{t+k}) \quad \forall k.$$

Ferner ist zu fordern, daß auch die Varianz zu jedem Zeitpunkt gleich ist

$$(12) \quad \sigma_y^2 = E[(y_t - \bar{y})^2] = E[(y_{t+k} - \bar{y})^2].$$

Schließlich muß die Autokovarianz für alle Lags k der gleichen Ordnung gleich sein:

$$(13) \quad \gamma_k = E[(y_t - \bar{y})(y_{t+k} - \bar{y})] = E[(y_{t+k} - \bar{y})(y_{t+k+l} - \bar{y})].$$

Alle nachfolgend verwendeten Ursprungszeitreihen – nominales und reales Bruttosozialprodukt, Preisniveau und die Geldmenge in verschiedenen Abgrenzungen – zeigen sowohl einen deutlichen Trend als auch ausgeprägte saisonale Schwankungen in ihren Quartalsdaten.

Eine Transformation der Zeitreihen ist dann geeignet, wenn die Kausalitätsbeziehungen zwischen den Zeitreihen nicht verdeckt werden. In der Literatur wird darauf hingewiesen, daß lineare Transformationen, insbesondere Logarithmierung und Differenzenbildung, die Kausalstruktur erhalten²², hingegen ist von Saisonbereinigungen mit MA-Verfahren abzusehen. In den so transformierten Reihen hängt jeder Wert auch von zukünftigen Werten der Ursprungsreihe ab, was der Grundüberlegung des Kausalitätstests widerspricht, daß nur vergangene Werte gegenwärtige Werte beeinflussen können.

Die verwendeten Zeitreihen wurden zunächst logarithmiert und dann die ersten und zweiten nichtsaisonalen Differenzen gebildet. Für jeden dieser Schritte wurden ferner zur Ausschaltung der Saisonzyklen die ersten und zweiten saisonalen Differenzen berechnet, wobei sich für Quartalsdaten ein deutlicher Vier-Perioden-Zyklus vor Differenzenbildung zeigte. Da auch jeweils die undifferenzierten Reihen einbezogen wurden, ergaben sich aus

²¹ Box / Jenkins (1976), 26 ff.

²² Granger / Newbold (1977).

jeder ursprünglichen Zeitreihe neun transformierte Reihen, die mit Hilfe der Autokorrelationsfunktion zu prüfen sind

$$(14) \quad \varrho_k = \frac{\sum_{t=1}^{T-k} (y_t - \bar{y})(y_{t+k} - \bar{y})}{\sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2} = \frac{\gamma_k}{\gamma_0}, \quad k = 1 \dots T,$$

wobei \bar{y} den Mittelwert darstellt und die Hypothese zu testen ist, daß $E(\varrho_k) = 0$ gilt. Unter der Annahme einer asymptotischen Normalverteilung beträgt die Standardabweichung etwa $\sigma_{\varrho_k} = 1/\sqrt{T}$, so daß bei einem Vertrauensintervall von 95% der Autokorrelationskoeffizient den Wert der zweifachen Standardabweichung nicht übersteigen darf ($|\varrho_k| \leq 2\sigma_{\varrho_k}$).

Die Korrelogramme der autoregressiven Prozesse für die transformierten Zeitreihen zeigen, daß die logarithmierten Reihen bei ersten nichtsaisonalen und ersten saisonalen Differenzen den Anforderungen der Stationarität entsprechen. Mit Ausnahme der kürzeren Reihen für M_2 und M_3 führte diese Differenzenbildung auch zur minimalsten Standardabweichung, wobei nur in einem Fall, der Reihe für das Preisniveau, der Autokorrelationskoeffizient erster Ordnung signifikant von Null verschieden ist. Der Verzicht auf eine saisonale Differenzenbildung bei M_2 und M_3 hätte zwar die Standardabweichung für diese Reihen minimiert, jedoch wären damit zwei Nachteile in Kauf genommen worden. Zum einen hätten sich signifikante Autokorrelationskoeffizienten erster Ordnung ergeben und zum anderen hätte eine unterschiedliche Transformation der Reihen die tatsächliche Kausalitätsstruktur verdecken können.

IV. Ergebnisse der Kausalitätstests

Nach der ausführlichen Darstellung des modifizierten Hsiao-Verfahrens und der Beschreibung der vorbereitenden Datentransformationen sollen nunmehr die empirischen Ergebnisse diskutiert werden. Für die Tests wurden Quartalsdaten von I/1960 bis IV/1986 herangezogen, wobei das Bruttosozialprodukt in Preisen von 1980 (Y') und zu jeweiligen Preisen (Y'') Verwendung fand. Die Reihen für M_2 und M_3 können erst ab I/1969 berücksichtigt werden. Die Bruttosozialprodukt-Zeitreihen wurden den Statistiken des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung, die Geldmengendaten den Veröffentlichungen der Bundesbank entnommen.

Die getesteten bivariaten Modelle lassen sich in drei Gruppen einteilen: (1) Geldmenge und Bruttosozialprodukt, (2) Geldmenge und Preisniveau und (3) Preisniveau und Bruttosozialprodukt. Die Ergebnisse sind hinsichtlich Lag-Struktur, minimalem FPE-Wert und den Schlußfolgerungen für die zugrunde liegenden Kausalitätsstrukturen in der Tabelle 1 festgehalten.

Tabelle 1
**Kausalitätsstrukturen zwischen Volkseinkommen,
 Preisniveau und Geldmenge**

Gleichung #	endogene Variable Lags	exogene Variable Lags	FPE _{min}	Kausalitäts- struktur
1	M_1 2 bis 8	Y^r 3	0,00028	Y^r kausal zu M_1
2	Y^r 4 bis 9	M_1 —	0,00027	—
3	M_2 3 bis 4	Y^r 1 bis 2	0,00024	} Feedback- Kausalität
4	Y^r 4 bis 8	M_2 1 bis 3	0,00021	
5	M_3 3 bis 4	Y^r —	0,00009	—
6	Y^r 4 bis 8	M_3 1 bis 2	0,00020	M_3 kausal zu Y^r
7	M_1 2 bis 8	Y^n 3 bis 5	0,00028	Y^n kausal zu M_1
8	Y^n 3 bis 9	M_1 —	0,00026	—
9	M_2 1 bis 4	Y^n —	0,00026	—
10	Y^n 2 bis 4	M_2 —	0,00018	—
11	M_3 3 bis 4	Y^n —	0,00009	—
12	Y^n 4 bis 5	M_3 0 bis 2	0,00017	gleichzeitige Kausalität
13	P 1 bis 12	M_1 —	0,00016	—
14	M_1 2 bis 8	P —	0,00031	—
15	P 1 bis 9	M_2 5 bis 7	0,00005	} Feedback- Kausalität
16	M_2 3 bis 4	P 1 bis 4	0,00024	
17	P 1 bis 11	M_3 1	0,00006	} Feedback- Kausalität
18	M_3 3 bis 4	P 1	0,00009	
19	Y^r 3 bis 8	P 0 bis 11	0,00025	gleichzeitige Kausalität
20	P 1 bis 12	Y^r 0 bis 12	0,00014	gleichzeitige Kausalität
21	Y^n 3 bis 9	P 0	0,00026	—
22	P 1 bis 12	Y^n 3 bis 12	0,00014	Y^n kausal zu P

(1) Die Wirkungsrichtung zwischen Bruttosozialprodukt und Geldmenge könnte darüber entscheiden, ob die keynesianische Hypothese $Y \rightarrow M$ oder die monetaristische Hypothese $M \rightarrow Y$ abgelehnt werden muß. Leider sind – wie so oft bei empirischen Untersuchungen – die Ergebnisse nicht eindeutig. Betrachtet man zunächst das reale Sozialprodukt, so zeigt sich, daß Y^r kausal zu M_1 ist, nicht jedoch umgekehrt. Für M_2 und Y^r ergibt sich eine Feed-

back-Kausalität. Das Geldmengenaggregat M_3 ist kausal zu Y^r , nicht jedoch umgekehrt. Weiterhin kann festgestellt werden, daß Y^n kausal zu M_1 ist.

Zwischen M_2 und Y^n besteht keinerlei Kausalität, und für einen Test hinsichtlich Y^n und M_3 ergibt sich eine gleichzeitige Kausalität. Welche der beiden Hypothesen gestützt wird, hängt offensichtlich von der Wahl der Geldmengenabgrenzung ab.

(2) Die Ergebnisse der Kausalitätstests für Preisniveau und Geldmenge geben keinen Anhaltspunkt dafür, daß eine Ausweitung der Geldmenge kausal zum Anstieg des Preisniveaus ist, allerdings läßt sich auch nicht die umgekehrte Wirkungsrichtung postulieren. Während zwischen P und M_1 kein Zusammenhang besteht, lassen sich für P und M_2 sowie P und M_3 Feedback-Strukturen nachweisen. Dieses Ergebnis muß allerdings mit Vorsicht interpretiert werden, da die transformierte Zeitreihe für das Preisniveau gewisse restliche Trend- und Saisonkomponenten noch zu enthalten scheint, die sich in den großen Verzögerungen dieser Variablen niederschlagen könnten.

(3) Zwischen Preisniveau und realem Bruttosozialprodukt besteht eine gleichzeitige Kausalität. Es ist aber durchaus denkbar, daß die Quartalsdaten ein zu grobes Raster bilden, um die Wirkungsrichtung zwischen beiden gesamtwirtschaftlichen Aggregaten aufzudecken zu können. Die Untersuchung des nominalen Bruttosozialprodukts und des Preisniveaus zeigt schließlich, daß Y^n kausal zu P ist, nicht jedoch umgekehrt.

Bisher sind in dieser Untersuchung nur bivariate Tests für die angegebenen Zeitreihen diskutiert worden. Abschließend sollen multivariate Ansätze auf Kausalitätsbeziehungen hin überprüft werden, wobei nacheinander jede der drei Variablen Y^j , P , M_i ($j = r, n$; $i = 1, 2, 3$) als endogene Größe aufgefaßt und die beiden restlichen Variablen als exogene Größen betrachtet werden. Dabei dient als Entscheidungskriterium über die Aufnahme einer exogenen Variablen in die endgültige Gleichung und als Auswahlkriterium für die optimale Lag-Struktur der verbleibenden Variablen wiederum der minimale FPE-Wert. Mit Ausnahme der in Tabelle 2 aufgeführten drei

Tabelle 2
**Multivariate Schätzungen für Volkseinkommen,
Preisniveau und Geldmenge**

Gleichung	endogene Variable Lags	1. exogene Variable Lags	2. exogene Variable Lags	FPE_{\min}
23	Y^r 5	P 0 bis 6	M_3 0 bis 2	0,00014
24	P 1 bis 11	Y^n 0	M_3 0	0,00005
25	Y^n 1 bis 10	P 1 bis 3	M_3 0 bis 6	0,00014

Gleichungen reduzieren sich alle anderen multivariaten Schätzgleichungen zu den in Tabelle 1 festgehaltenen bivariaten Ansätzen, m. a. W., in fast allen Fällen weisen die bivariaten Schätzungen den geringeren FPE-Wert auf. Auffallend an den verbleibenden drei multivariaten Ansätzen ist die ausnahmslose Beteiligung von M_3 , ein Phänomen, das in weiteren Untersuchungen geklärt werden müßte.

V. Schlußbetrachtungen

Auf eine theoretische Interpretation der Ergebnisse soll verzichtet werden, da der Zweck dieser Untersuchung nicht in der Ablehnung oder Stützung bestimmter Hypothesen liegt, sondern vielmehr in der Klärung grundsätzlicher Kausalitätsstrukturen zwischen wichtigen volkswirtschaftlichen Aggregaten im Vorfeld der Modellbildung. Auf zwei Eigenschaften der Resultate ist jedoch hinzuweisen. Zum einen scheint das Hsiao-Verfahren zur Bestimmung der Lag-Struktur sehr gut geeignet zu sein. Bei insgesamt 22 Gleichungen ergibt die FPE-gesteuerte Lag-Auswahl nur in drei Fällen einen Lag von 12, der als maximaler Lag M dem System vorgegeben ist; in neun Fällen reduziert das Auswahlkriterium den Ansatz auf ein univariates autoregressives Modell. Weiterhin zeigt sich, daß die im vorangegangenen Abschnitt beschriebene Modifizierung des Hsiao-Verfahrens überaus effizient ist. Bezogen auf die endogene Variable ist der kürzeste Lag in 16 Modellen größer als 1, und hinsichtlich der exogenen Variablen ist der kürzeste Lag für die verbleibenden 13 multivariaten Modelle in 4 Fällen größer als 1. Zusammenfassend kann gesagt werden, daß das hier verwendete modifizierte Hsiao-Verfahren einerseits sicherstellt, daß alle vergangenen Informationen, die zur Verbesserung der Prognose (innerhalb technisch bedingter Grenzen, 12 Lags in dieser Untersuchung) führen, Berücksichtigung finden und andererseits bewirkt, daß überflüssige Variablen, die die Prognoseleistung verschlechtern, nicht in das Modell aufgenommen werden.

Zum anderen stellt sich die abschließende Frage, ob die in den Tabellen 1 und 2 zusammengefaßten Ergebnisse mit denen der bisher veröffentlichten Kausalitätstests für die Bundesrepublik Deutschland übereinstimmen. Zu diesem Zweck sollen einige Gegenüberstellungen herausgegriffen werden. Die in Gleichung 1 und 2 festgestellte Kausalitätsstruktur $Y' \rightarrow M_1$ wird auch von *Gebauer*²³ für den Zeitabschnitt 1963 bis 1974 ermittelt, nicht jedoch die von uns in Gleichung 3 und 4 errechnete Feedback-Kausalität für Y' und M_2 . Ebenso wie bei *Scheide*²⁴ kann auch in unserer Untersuchung keine Kausalitätsbeziehung zwischen M_1 und Preisniveau aufgedeckt werden. Während *Scheide* ferner zeigt, daß das Preisniveau kausal zur Geld-

²³ *Gebauer* (1975).

²⁴ *Scheide* (1984).

menge M_2 ist, haben wir eine Feedback-Kausalität zwischen beiden Größen gefunden, die auch $P \rightarrow M_2$ mit einschließt. Im Vergleich zu dem von *Walter*²⁵ untersuchten Zeitraum von 1951 bis 1974 haben wir für die Zeit von 1960 bis 1986 eine gegenläufige Kausalitätsrichtung für Y^n und M_1 gefunden. Während *Walter* $M_2 \rightarrow Y^n$ mit Hilfe des modifizierten Granger-Verfahrens nachweist, führt das modifizierte Hsiao-Verfahren zu $Y^n \rightarrow M_1$.²⁶ Ein-gangs wurde schon darauf hingewiesen, daß die bisherigen Untersuchungen für die Bundesrepublik Deutschland nicht zu einheitlichen Ergebnissen führten. Auch dieser Beitrag weist einige Resultate auf, die mit denen aus früheren Untersuchungen nicht übereinstimmen, jedoch konnte auch eine Reihe von Einzelergebnissen gefunden werden, die die gleichen Kausalitätsbeziehungen beinhalten, die auch früher schon für andere Testzeiträume entdeckt wurden. Es erscheint jedoch notwendig, weitere methodisch verfeinerte Tests zu entwickeln, um zu stabilen Kausalitätsstrukturen gelangen zu können.

Zusammenfassung

In diesem Beitrag konnten einige für die theoretische und wirtschaftspolitische Diskussion wichtige Kausalitätsbeziehungen zwischen Geldmenge, Sozialprodukt und Preisniveau für die Bundesrepublik Deutschland geklärt werden. Beispielsweise wird die Entwicklung der Geldmenge M_1 durch das reale Sozialprodukt bestimmt, nicht jedoch umgekehrt. Zwischen M_1 und dem Preisniveau bestehen keine Kausalitätsbeziehungen, und zwischen realem Sozialprodukt und Preisniveau existiert gleichzeitige Kausalität. Mit Hilfe des modifizierten Kausalitätstests konnten die Lag-Strukturen genauer ermittelt und vermieden werden, daß durch die arbiträre Vorgabe von Lags Kausalitätsbeziehungen falsch identifiziert werden.

Summary

In this paper some causal relationships between money, income, and price level can be clarified for the Federal Republic of Germany, which are important for the theoretical and political discussion. Real income, for example, causes M_1 , but not the other way round. There is no causal relationship between M_1 and the price level, and there is an instantaneous causality for real income and price level. By using the modified causality test, the lag structure could be determined more precisely, and an incorrect identification of the causality by arbitrarily given lags could be avoided.

²⁵ *Walter* (1979).

²⁶ Zu diesem Ergebnis gelangt auch *Smeets* (1988).

Literatur

- Akaike, H.* (1969), Fitting Autoregressive Models for Prediction. *Annals of the Institute of Statistical Mathematics* 21, 243 - 247.
- Blang, H.-G. / Schöler, K.* (1987), Informationsgrundlagen und Preiserwartungen. *Ifo-Studien* 33, 133 - 151.
- Box, G. E. P. / Jenkins, G. M.* (1976), *Time Series Analysis, Forecasting and Control*. San Francisco.
- Gebauer, W.* (1975), Die Kausalitätsbeziehungen zwischen Geldmenge, Preisen und Produktion. *Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft* 131, 603 - 623.
- Geisler, K.-D.* (1986), Zur „Kausalität“ von Geldmenge und Sozialprodukt. *Kredit und Kapital* 19, 325 - 338.
- Granger, C. W. J.* (1969), Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. *Econometrica* 37, 424 - 438.
- Granger, C. W. J. / Newbold, P.* (1977), *Forecasting Economic Time Series*. New York.
- von Hagen, J.* (1984), The Causal Role of Money in West Germany – Some Contradicting Comments and Evidence. *Weltwirtschaftliches Archiv* 120, 558 - 571.
- Hsiao, C.* (1979), Autoregressive Modeling of Canadian Money and Income Data. *Journal of the American Statistical Association* 74, 553 - 560.
- (1981), Autoregressive Modeling and Money-Income Causality Detection. *Journal of Monetary Economics* 7, 85 - 106.
- (1982), Autoregressive Modeling and Causal Ordering of Economic Variables. *Journal of Economic Dynamics and Control* 4, 243 - 259.
- Kirchgässner, G.* (1985), Zum Kausalzusammenhang zwischen Geldmenge und Sozialprodukt. *Europäische Zeitschrift für Politische Ökonomie* 1, 399 - 456.
- Pierce, D. A. / Haugh, L. D.* (1977), Causality in Temporal Systems: Characterizations and a Survey. *Journal of Econometrics* 5, 265 - 293.
- Scheide, J.* (1984), Geldpolitik, Konjunktur und rationale Erwartungen. Tübingen.
- Schöler, K.* (1988 a), Ist Geld wirklich ein Produktionsfaktor? *Kredit und Kapital* 21, 182 - 196.
- (1988 b), Die reale Geldmenge als Produktionsfaktor, in: H. Göppl / R. Henn (Hrsg.), *Geld, Banken und Versicherungen, im Erscheinen*.
- Sims, Ch. A.* (1972), Money, Income and Causality. *American Economic Review* 62, 540 - 552.
- Smeets, H.-D.* (1988), Zur Wahl eines geldpolitischen Indikators für die Bundesrepublik Deutschland. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 205, 410 - 426.
- Walter, I. A.* (1979), Empirische Überprüfung monetaristischer Hypothesen mit spektralanalytischen Methoden. Frankfurt.
- Weissenberger, E. / Thomas, J. J.* (1983), The Causal Role of Money in West Germany. *Weltwirtschaftliches Archiv* 119, 64 - 83.