

Scheide, Joachim

Working Paper — Digitized Version

Geldpolitik, Einkommen und Preisniveau: Kausalitätstests für die Bundesrepublik Deutschland

Kiel Working Paper, No. 135

Provided in Cooperation with:

Kiel Institute for the World Economy (IfW)

Suggested Citation: Scheide, Joachim (1982) : Geldpolitik, Einkommen und Preisniveau: Kausalitätstests für die Bundesrepublik Deutschland, Kiel Working Paper, No. 135, Institut für Weltwirtschaft (IfW), Kiel

This Version is available at:

<http://hdl.handle.net/10419/711>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

Kieler Arbeitspapiere

Kiel Working Papers

Arbeitspapier Nr. 135

Geldpolitik, Einkommen und Preisniveau:
Kausalitätstests für die Bundesrepublik
Deutschland

von
Joachim | Scheide

Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel

Institut für Weltwirtschaft
2300 Kiel, Düsternbrooker Weg 120-122

Arbeitspapier Nr. 135

Geldpolitik, Einkommen und Preisniveau:
Kausalitätstests für die Bundesrepublik
Deutschland

von
Joachim | Scheide

A 9 159/82
Weltwirtschaft
Kiel

Januar 1982

Mit den Kieler Arbeitspapieren werden Manuskripte, die aus der Arbeit des Instituts für Weltwirtschaft hervorgegangen sind, von den Verfassern möglichen Interessenten in einer vorläufigen Fassung zugänglich gemacht. Für Inhalt und Verteilung ist der Autor verantwortlich. Es wird gebeten, sich mit Anregung und Kritik direkt an ihn zu wenden und etwaige Zitate aus seiner Arbeit vorher mit ihm abzustimmen.

ISSN 0342 - 0787

I. Einleitung *

Die einfache monetaristische Hypothese, daß Änderungen in der Geldpolitik zu gleichgerichteten Änderungen des Einkommens und des Preisniveaus führen, soll für die Bundesrepublik Deutschland überprüft werden. Dazu werden Zeitreihenanalysen in Form von empirischen Kausalitätstests durchgeführt. Das Konzept der "Kausalität" ist in der Literatur, die weit über den ökonomischen oder statistisch-methodischen Bereich hinausreicht, keineswegs einheitlich. Eine für ökonomische Fragestellungen praktikable und vielfach verwendete Vorgehensweise ist die Definition der "Granger causality".¹ Dieses Kriterium wird im folgenden angewendet, der Begriff kausal ist daher stets als "im Sinne von Granger" zu interpretieren.

Die hier angewendete Methode zur Prüfung der Kausalität unterscheidet sich von den in der Literatur üblichen Kausalitätstests.² Sie verbindet das Konzept der Granger causality mit dem Kriterium des "Final Prediction Error" nach Akaike.³ Dieses Verfahren stellt den Versuch dar, die Zahl der a priori Restriktionen beim Aufbau eines Erklärungsmodells möglichst gering zu halten. Solche Restriktionen sind in herkömmlichen ökonometrischen Untersuchungen häufig anzutreffen, wenn die Auswahl bestimmter Lags oder Variablen getroffen wird. Aber auch bei Kausalitätstests gilt in der Regel eine Konvention, nur Verzögerungen von zum Beispiel sechs Quartalen zu betrachten.⁴ Die Vorteile des hier verwendeten

* Der Autor dankt Wilfried Tautz und Martin Philp für die Durchführung der Rechenarbeiten am Rechenzentrum der Universität Kiel. Das verwendete Programmpaket RATS4 wurde von Doan, Litterman (1980) verfaßt.

¹ Vgl. z.B. Granger (1980). Er diskutiert dort die unterschiedlichen Auffassungen über den Begriff Kausalität und entwickelt eine operationale Definition. Um diese von anderen abzuheben und auch um den begrenzten Anspruch dieses Konzepts zu verdeutlichen, empfiehlt er, den Begriff "Granger causality" zu verwenden.

² Das Verfahren ist relativ neu. Es ist ausführlich beschrieben bei Hsiao (1981).

³ Vgl. Akaike (1969).

⁴ Vgl. z.B. die Kausalitätstests für die Bundesrepublik Deutschland durch Tran Van Hoa (1981).

Verfahrens werden beschrieben; insbesondere wird argumentiert, daß die ad-hoc-Vorgabe von Lags die Wahrscheinlichkeit verringert, aus der Vielzahl der möglichen Systeme dasjenige mit dem größten Erklärungswert zu finden.

Der ökonomische Anspruch dieser Untersuchung ist begrenzt. Es soll nicht der Versuch unternommen werden, ein umfassendes Konjunkturmodell in Konkurrenz zu bereits bestehenden zu erstellen. Insbesondere werden die Änderungen des Einkommens und des Preisniveaus so betrachtet, als seien sie nur durch geldpolitische Maßnahmen bedingt. Andere Faktoren, wie zum Beispiel Maßnahmen der Finanzpolitik, Angebotsschocks usw. werden vernachlässigt.¹

II. Methodisches Vorgehen

Um Kausalitätstests dieser Art durchführen zu können, muß gewährleistet sein, daß die verwendeten Zeitreihen stationär sind und die Residuen der Regressionen "white noise" darstellen. Daher ist der erste Schritt die Suche nach einem geeigneten Filter für die Daten und nach Verfahren, die in der Terminologie der Zeitreihenanalyse "deterministischen" Elemente - im wesentlichen also Trends und Saisoneinflüsse - so weit wie möglich auszuschalten.² Diese Aufbereitung der Daten wird in vielen Veröffentlichungen als nebensächlich

¹ Ergänzende oder konkurrierende Hypothesen sollen an anderer Stelle mit gleichen Methoden geprüft werden.

² Die Kausalitätsbeziehungen zwischen zwei Variablen X und Y bleiben erhalten, wenn sie auf bestimmte Weise transformiert werden. Zu den in diesem Sinne zulässigen Transformationen gehören alle linearen Transformationen (Differenzen, prozentuale Änderungen, Trendabweichungen etc.) sowie einige nicht-lineare Transformationen wie etwa die Logarithmierung. Bei unterschiedlicher Behandlung zweier Reihen mag es sein, daß sich die Lagbeziehungen ändern (vgl. Granger, Newbold (1977), S. 13f.).

behandelt oder bleibt völlig unerwähnt, obwohl ohne Erfüllung dieses Postulats keine korrekten Kausalitätstests möglich sind. In diesem Zusammenhang ist auch die Verwendung saisonbereinigter Daten abzulehnen¹, weil diese Art der Transformation das Spektrum der Zeitreihe in seiner Charakteristik verändern kann und somit die Kausalitätsbeziehungen zwischen so behandelten Reihen nicht erhalten bleiben.² Saisonbereinigungsverfahren verwenden darüberhinaus häufig gleitende Durchschnitte, wodurch ein weit akzeptiertes Axiom der Kausalität verletzt wird: "The past and the present may cause the future, but the future cannot cause the past."³ Die Saisonbereinigung soll daher immer in Regressionen mit entsprechenden Dummies vorgenommen werden.

Weiter muß überlegt werden, nach welchem Kriterium man über Existenz oder Nichtexistenz von Kausalität entscheiden will. In der Literatur wird häufig das Signifikanzniveau eines Blocks von erklärenden Variablen in einem System von folgendem Typ gewählt:

$$(1a) \quad y_t = c + \sum_i a_i y_{t-i} + \sum_j b_j x_{t-j}.$$

$$(1b) \quad x_t = d + \sum_l e_l y_{t-l} + \sum_k g_k x_{t-k}.$$

Sind zum Beispiel die Koeffizienten b_j insgesamt signifikant, wird der Schluß "x ist kausal für y" gezogen.⁴ Man folgt dabei dem in Regressionsanalysen üblichen Kriterium der Güte

¹ Hsiao (1981) verwendet allerdings saisonbereinigte Daten für seine Kausalitätstests.

² Sie kann mehr als nur die Beseitigung der saisonalen Spitzen bewirken. Es gibt nur wenige gebräuchliche Saisonbereinigungsverfahren, die genau dies zu vermeiden suchen, indem sie Methoden der Spektralanalyse anwenden.

³ Granger (1980), S. 330.

⁴ Vgl. Granger (1969). - Sind darüberhinaus die Koeffizienten e_l insgesamt nicht von Null verschieden, ist x in Bezug auf y exogen.

der Anpassung. Der Nachteil dieses Vorgehens ist, daß die Wahl des Signifikanzniveaus mit z.B. 5% oder 1% ad hoc geschieht und damit auch die Hinzunahme weiterer Lags mehr oder weniger willkürlich ist.¹ Mit dieser Definition kann man kaum das beste System, bestehend aus der optimalen Kombination der Lags für die Variable y und die Variable x, eindeutig bestimmen.² Ebenso scheint das Vorgehen nicht adäquat zu sein, die Signifikanz verschiedener Lags gar nicht mehr zu prüfen, sondern die Struktur von vornherein festzulegen.³ Denn die Wahrscheinlichkeit ist groß, daß man so entweder zu viele Informationen verwendet und unnötig Freiheitsgrade verliert oder aber vorhandene Informationen nicht nutzt und damit den Erklärungswert verringert. Im Vergleich dazu hat das Kriterium des Final Prediction Error (FPE) den Vorteil, daß sich die Zahl der Lags eindeutig bestimmen läßt. Dies gilt sowohl für die Lags der endogenen wie auch für die der exogenen Variablen. Die Definition des hier verwendeten FPE lautet wie folgt:

$$(2) \quad \text{FPE} = \frac{T+q}{T-q} \cdot \frac{1}{T} \cdot \text{SSR}, \quad \text{wobei}$$

T = Zahl der Beobachtungen

q = Zahl der geschätzten Koeffizienten

SSR = Summe der quadrierten Residuen

$$= \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2, \quad \text{wobei } \hat{u}_t = y_t - \hat{y}_t$$

¹ "The conventional choice of 5% or 1% significance level is ad hoc. Here, the choice is based on an explicit (perhaps ad hoc) optimality criterion (of minimizing the mean square prediction error). It frees us from the ambiguities inherent in the application of conventional procedures. The procedure also takes a more generous attitude towards the inclusion of a variable than the conventional preliminary test with the significance level 5% or 10% ...". Hsiao (1981), S. 90.

² Es ließen sich viele Systeme finden, die alle gleich "plausibel" sind. Je nach Wahl der Lags für y bekäme man ein anderes Signifikanzniveau für x und müßte in Zweifelsfällen dann doch nach anderen Kriterien endgültig über Kausalität oder Nichtkausalität entscheiden, wollte man ein ad-hoc-Vorgehen vermeiden.

³ Vgl. z.B. Hafer (1981), der für die Untersuchung des Zusammenhangs zwischen Geldmenge und nominalem Sozialprodukt in den USA Lags von vier bzw. acht Quartalen verwendet. Dazu Hsiao (1981, S. 87): "Such an assumption will not generally be valid for many economic time series. To impose this artificial restriction not only may induce some lack of efficiency of the procedure in determining the maximum order of lags, but it may actually bias the values."

Der FPE ist also der (korrigierte) Mittelwert der quadrierten Prognosefehler.¹ Durch seine Verwendung entspricht man dem Prinzip der Kausalitätstests, denn man untersucht die Frage, ob eine Prognose auf der Basis des geschätzten Modells durch die Hinzunahme einer anderen Variablen verbessert wird: $\sigma^2(Y|\Omega)$ sei die Varianz der Prognosefehler für Y unter der Kenntnis der Informationsmenge Ω , und X sei eine Variable, die nicht in Ω enthalten ist, dann ist X kausal für Y, wenn $\sigma^2(Y|\Omega) > \sigma^2(Y|\Omega, X)$. Die Kenntnis der Variablen X verbessert also die Fähigkeit, Y zu prognostizieren.² Erweitert heißt dies, daß das FPE-Kriterium auch angibt, ob die Hinzunahme eines weiteren Lags zu einer genaueren Prognose der Variablen Y führt.

In Verbindung mit dem Konzept der Granger-Kausalität läßt sich so eine praktikable Vorgehensweise entwerfen, um aus einer großen Zahl von möglichen Gleichungen das beste System herauszufinden. Dieses Schema lautet für den Fall eines bivariaten Systems (x,y) wie folgt:³

1. Bestimme die beste Zahl der Lags im eindimensionalen autoregressiven Prozeß für y mit dem Kriterium, daß der FPE ein Minimum aufweist (der optimale Lag sei m).
2. Rechne Regressionen für y in Abhängigkeit verzögerter endogener Variablen mit der unter 1 bestimmten Zahl der Lags und manipulierte die Lags für die zweite Variable x. Die optimale Struktur der Variablen x wird mit dem FPE-Kriterium bestimmt (der optimale Lag sei n).

¹ Der Prognosefehler ist ein übliches Maß zur Beurteilung eines Modells. Es gibt Auskunft darüber, wie gut eine Prognose sein würde, die man mit dem geschätzten Modell erstellen kann. Dazu betrachtet man die Residuen der Schätzung. In dem hier diskutierten Zusammenhang bedeutet dies also nicht, daß echte Prognosen erstellt werden und diese dann beurteilt werden.

² Vgl. Granger (1980), S. 337.

³ Vgl. Hsiao (1981), S. 92f.

3. Vergleiche die jeweiligen Minima der FPEs. Ist der FPE bei Schritt 2 niedriger als in Schritt 1, kann man schließen: x ist kausal für y ($x \Rightarrow y$). Das optimale Modell zur Prognose von y enthält dann m Lags für y und n Lags für x .
4. Wiederhole die drei Schritte für den umgekehrten Fall, nämlich die Bestimmung des Prozesses für x , mit y als der manipulierten Variablen.
5. Identifiziere das System - wenn möglich - nach der Richtung der Kausalität.

Diese Vorgehensweise mag umständlich, zumindest aber aufwendig aussehen.¹ Sie soll aber dennoch gewählt werden, um Fehler auszuschalten, die sich bei einer ad-hoc-Wahl der verschiedenen Lags ergeben. Daß diese sehr gravierend sein können, ja sogar eine bestehende Kausalität verdecken oder eine nicht gegebene Kausalität behaupten können, kann leicht an einem einfachen Beispiel demonstriert werden:

Statt der o.g. Methode verwende jemand ohne nähere Prüfung feste Lags (l) für die Variablen x und y . Er entscheidet über die Kausalitätsbeziehung zwischen den beiden Variablen, indem er den FPE² für den eindimensionalen Prozeß y (mit Lag l) mit dem FPE vergleicht, der sich im bivariaten Fall ergibt (y und x jeweils mit Lag l). Ist der FPE für den zweidimensionalen Fall niedriger, wird der Schluß $x \Rightarrow y$ als gerechtfertigt erachtet. Es ist aber durchaus möglich, daß dies nur scheinbar eine Kausalität darstellt. Ergibt sich bei der

¹ Es muß erwähnt werden, daß dieses Schema schon eine "Ökonomisierung" des Rechenaufwandes darstellt. Theoretisch müßten nämlich viel mehr Regressionen gerechnet werden. Wählt man sich als Obergrenze für die Lags z.B. $M = 15$, so sind in dem vorliegenden Fall nur $2 \times M = 30$ Regressionen zu rechnen. Eigentlich wären aber $M^2 = 225$ Regressionen nötig. Man kann sich leicht vorstellen, welche Dimensionen der Rechenaufwand im mehrdimensionalen System annimmt. Daher bildet das o.g. Schema einen akzeptablen Kompromiß, denn die Wahrscheinlichkeit ist groß, daß man das absolute Minimum des FPE findet. Vgl. dazu auch den Abschnitt V 3.

² Welches Kriterium verwendet wird, ist für die beschriebene Problematik nicht entscheidend.

Überprüfung verschiedener Lags für y , daß der FPE in diesem eindimensionalen Fall bei einem bestimmten Lag m niedriger ist als für den zweidimensionalen Fall mit Lag 1, kann nicht auf Kausalität geschlossen werden. Denn dann läßt sich y besser durch sich selbst erklären. Es ist eine weitere Manipulation von x nach dem oben beschriebenen Schema notwendig, um endgültig eine Aussage über einen kausalen Zusammenhang machen zu können.

Ebenso läßt sich umgekehrt leicht ein Fall konstruieren, in dem eine vorhandene Kausalität nicht aufgedeckt wird. Dies ist nämlich dann der Fall, wenn der FPE im zweidimensionalen Prozeß für eine andere Lagkombination als (1,1) doch niedriger ist als im eindimensionalen Fall.

Wegen dieser Gefahr soll daher immer das oben vorgeschlagene Schema benutzt und für den mehrdimensionalen Fall entsprechend erweitert werden. So bleibt der erste Schritt für das dreidimensionale System (x,y,z) der gleiche: Man bestimme den optimalen Lag für y im eindimensionalen Prozeß. Im weiteren ist die Hinzunahme von x und z aber hinsichtlich der Reihenfolge nicht eindeutig. Es ist denkbar, daß zunächst x mit Lag n und dann z mit Lag k das optimale Modell zur Prognose darstellt. Bei umgekehrter Reihenfolge kann aber durchaus das Ergebnis sein, daß z mit einem anderen Lag als k und x mit einem anderen als n in das System eingeht. Da dies a priori nicht gelöst werden kann¹, sind grundsätzlich beide Wege zu beschreiten.

Dieses Vorgehen sollte ebenfalls verhindern, daß falsche Schlüsse gezogen werden: Es sei angenommen, daß nach Schritt 1 und 2 erkannt wird: $x \neq y$. Man würde dann auf x verzichten und den Einfluß der dritten Variablen (z) prüfen. Es ist möglich, daß beim umgekehrten Vorgehen die Hinzunahme von x zur

¹ Dieses Problem ist meines Wissens in der Literatur nicht behandelt.

schon erkannten Beziehung ($z \Rightarrow y$) den FPE doch verringert. Theoretisch läßt sich dies damit begründen, daß nur alle drei Variablen zusammen eine im Rahmen der Theorie sinnvolle Informationsmenge bilden und nur so die Theorie getestet werden kann.¹ Als Beispiel sei der Zusammenhang zwischen Reallohn und Beschäftigung genannt. Der von der neoklassischen Theorie postulierte negative Zusammenhang tritt im zweidimensionalen Fall nicht auf; erst die Hinzunahme einer dritten Variablen (Terms of Trade) führt die genannte kausale Beziehung herbei.²

III. Aufbereitung der Daten

Alle gesamtwirtschaftlichen Daten weisen mehr oder weniger ausgeprägte Saisonschwankungen und Trendbewegungen auf.³ Diese deterministischen Elemente müssen ausgeschaltet werden, damit die Kausalitätstests vorgenommen werden können. Es wurden mehrere Verfahren benutzt, um die Stationarität der Zeitreihen herzustellen.⁴ Zur Ausschaltung des Trends erweist sich am besten die Verwendung von zweiten Differenzen der Logarithmen der Ursprungsreihe Y:

$$(3) \quad y_t = (1-L)^2 \ln Y_t, \quad \text{wobei } L^i \ln Y_t = \ln Y_{t-i}$$

¹ Damit verbunden ist das Problem der "missing variable". Wenn in "Wahrheit" x sowohl y als auch z beeinflusst, mag man im reduzierten System (y, z) durchaus zum Ergebnis kommen, daß $y \Rightarrow z$. Diese Kausalität wird aber aufgehoben, wenn man das Gesamtsystem (x, y, z) untersucht. Vgl. Granger (1980), S. 340f.

² Vgl. die Untersuchung für die Bundesrepublik durch Kirkpatrick, Roth (1981).

³ Es werden Quartalsdaten für folgende Reihen verwendet: (um Effekte von Mindestreservesatzänderungen bereinigte) monetäre Basis, Geldmengen M1 und M2, Verbraucherpreisindex und Importpreisindex, Bruttosozialprodukt und Inlandsnachfrage (jeweils nominal und real). Die Inlandsnachfrage ist die Differenz zwischen Bruttosozialprodukt und Außenbeitrag.

⁴ So wurden unter anderem auch erste Differenzen geprüft mit unterschiedlichen Trends für zwei gleich große Subperioden. Die Ergebnisse waren jedoch meist schlechter als im oben beschriebenen Verfahren.

Dieser Filter ist durchaus üblich und auch in anderen Untersuchungen mit ähnlicher Zielrichtung zu finden.¹

Die Ausschaltung der Saisoneinflüsse erweist sich für einige Reihen jedoch als problematisch. Während für die Geldmengenreihen sowie für die Preisindices die Verwendung einfacher Saisondummies in den Regressionen ausreicht, weisen die Einkommensgrößen nach dieser Behandlung noch keine Stationarität auf. Die Residuen der Regressionen zeigen noch zu hohe Autokorrelationen², und zwar mit einer Regelmäßigkeit, die auf noch vorhandene Saisonbewegungen schließen läßt: Jede vierte Autokorrelation liegt deutlich außerhalb des 95-prozentigen Konfidenzintervalls. Die Betrachtung der Originalzeitreihen macht deutlich, daß sich die Saisonfigur im Zeitraum 1960 bis 1980 geändert hat. Als Beispiel sei nur erwähnt, daß zu Anfang der sechziger Jahre die saisonbedingte Änderung vom dritten zum vierten Quartal negativ war, danach aber zunehmend positiv wurde.³ Um diesen Effekt annähernd⁴ zu erfassen, werden in die Regressionen neben einer Dummy für die Konstante zusätzliche Saisondummies für die Zeit ab 1971 eingeführt, also etwa in der Mitte des Beobachtungszeitraums beginnend (vgl. Anhang A). Diese Behandlung ist ausreichend, um die Bedingung der Stationarität auch für die Einkommensvariablen zu erfüllen.

¹ Vgl. Hsiao (1981). Oft wird auch Filter $(1-0,75L)^2$ verwendet, z.B. von Sims (1972). Die versuchsweise Anwendung auf die hier benutzten Daten hat jedoch eher eine Verschlechterung der Ergebnisse hinsichtlich der Stationarität ergeben, so daß der o.g. Filter verwendet wurde.

² Die Autokorrelationen der Stichprobe werden bis zu einer bestimmten Anzahl von Lags berechnet. Mit zunehmendem Lag soll die Funktion rasch gegen Null fallen, bzw. nicht signifikant von Null verschieden sein. Für ein 95-prozentiges Konfidenzintervall bedeutet dies eine "zulässige" Abweichung von 2 Standardabweichungen nach beiden Seiten. Dieses Kriterium wird bei der Beurteilung der Stationarität verwendet. Vgl. dazu z.B. Pindyck, Rubinfeld (1976).

³ Dies kann man u.a. in Zusammenhang bringen mit der allmählichen Verbreitung zusätzlicher Gehaltszahlungen im vierten Quartal (z.B. Weihnachtsgeld).

⁴ Die Gefahr besteht, daß bei dem Versuch, die Stationarität herzustellen, zu viele Einflüsse, also nicht nur deterministische Komponenten, eliminiert werden. Es gibt also ein Argument dafür, die Zahl der Dummies begrenzt zu halten.

Da Kausalitätstests zwischen zwei Variablen x und y in beide Richtungen durchgeführt werden, ist es sinnvoll, daß alle miteinander zu kombinierenden Reihen auf die gleiche Art transformiert werden. Deshalb werden auch für die Geldmengenreihen und die Preisindices die gleichen Dummies verwendet wie für die Einkommensgrößen. Die Stationaritätseigenschaften werden dadurch zum Teil noch verbessert, auch dort sind die Dummies oft signifikant.¹ Somit lautet die für alle Variablen gerechnete Regression:

$$(4) \quad Y_t = a_0 + \sum_{i=1}^3 a_i S_i + b_0 + \sum_{i=1}^3 b_i \bar{S}_i + u_t, \quad \text{wobei}$$

- a_0 : Koeffizient der Konstanten
- S_i : Saisondummy für das i -te Quartal
- b_0 : Koeffizient für die Dummy der Konstanten
- \bar{S}_i : Zusätzliche Saisondummy für das i -te Quartal ab 1971
- u_t : Residuum (mit den üblichen Verteilungseigenschaften)

Damit ist die Bedingung, daß die Residuen u_t einen "white-noise"-Prozeß darstellen, erfüllt. Die in Gleichung (4) genannten Variablen werden bei den folgenden Regressionen stets verwendet.²

Die Auswahl der Reihen, insbesondere für die Geldmengen- und Einkommensgrößen, ist bewußt weit gefaßt worden. Denn es ist zum Beispiel auch von Interesse, ob ein bestimmtes Geldmengenaggregat den besten Erklärungswert liefert, und zu welcher Einkommensdefinition der Zusammenhang besonders eng ist. Die Hinzunahme der Importpreise wird im Abschnitt V erläutert.

¹ Es zeigt sich beispielsweise für die Ursprungsreihen der Geldmengen M1 und M2 eine ähnliche wenn auch nicht ganz so ausgeprägte Verschiebung des Saisonmusters wie bei den Einkommensgrößen. Diese Transformation ist somit für alle Reihen der kleinste gemeinsame Nenner zur Erfüllung der Stationaritätsbedingung.

² Es wäre alternativ möglich, nur mit den Residuen der Gleichung (4) weiterzurechnen. Dieses Vorgehen würde aber zum gleichen Ergebnis führen.

IV. Autoregressionen für die betrachteten Variablen

Gemäß dem Schema für den Kausalitätstest, das in Abschnitt II beschrieben wurde, sind für alle Variablen zunächst Autoregressionen zu rechnen. So kann festgestellt werden, wie gut die Prognose einer Variablen y sein kann, wenn man nur vergangene Beobachtungswerte dieser Variablen kennt.¹ Die Zahl der Lags, d.h. die Ordnung des autoregressiven Prozesses, sollte großzügig gewählt werden, um die Wahrscheinlichkeit zu erhöhen, daß der geringste FPE gefunden wird. In dieser Untersuchung werden in der Regel Verzögerungen bis zu 12 Quartalen berücksichtigt.² Bei einigen Reihen ist eine Erweiterung notwendig, da sich der FPE bei Hinzunahme des zwölften Lags nochmals deutlich verringert. Für einige Reihen erweist sich in der Tat ein Prozeß noch höherer Ordnung als optimal (bis zu 15 Quartale).³ Bei einer so hohen Zahl von Lags gehen viele Freiheitsgrade verloren; dies ist von Nachteil, insbesondere im Hinblick darauf, daß später im mehrdimensionalen System noch mehr Variablen hinzukommen. Jedoch ist dies im FPE-Schema berücksichtigt; ferner ist die Zahl der Freiheitsgrade auch bei den Vektorautoregressionen in der Regel immer noch größer als 30 und damit ausreichend hoch. Dem Vorgehen, Subperioden getrennt zu untersuchen, sind damit freilich enge Grenzen gesetzt. Hier wird daher nur die Gesamtperiode untersucht.

Die Ergebnisse für die Autoregressionen sind in den Tabellen 1, 2 und 3 zusammengefaßt (siehe Anhang B). Aus ihnen geht hervor, für welche Ordnung der Lags der FPE das Minimum aufweist. Danach ist die Beschreibung der jeweiligen Variablen durch sich am besten, wenn die monetäre Basis mit 8, M1 mit 12, M2 mit 3,

¹ Die Berechnung der Autoregressionen läßt sich ökonomisch auch damit begründen, daß so der Einfluß der nicht explizit berücksichtigten Faktoren - zumindest teilweise - erfaßt wird.

² Siehe Gleichung A2 im Anhang A.

³ In Zweifelsfällen wurden Regressionen mit bis zu 18 Lags gerechnet.

die nominale Inlandsnachfrage und das reale Sozialprodukt mit jeweils 15, die reale Inlandsnachfrage und das nominale Sozialprodukt mit jeweils 12, die Verbraucherpreise mit 3 und die Importpreise mit 2 verzögerten endogenen Variablen geschätzt werden.

Neben der unterschiedlichen Größenordnung der FPEs für die einzelnen Reihen fällt insbesondere auf, daß die optimale Ordnung der Lags bei den Einkommensgrößen relativ hoch ist. Für die beste Prognose dieser Variablen durch sich selbst sind also Daten notwendig, die mehr als die Hälfte eines (durchschnittlichen) Konjunkturzyklus ausmachen. Ansonsten sind die teilweise recht unstetige Entwicklung des FPE bei einzelnen Reihen oder die optimale Anzahl der Lags ökonomisch nicht interpretierbar. Die Theorie gibt keine Auskunft über das zu erwartende Muster der Zeitreihen.¹ Zudem liegen die einzelnen Werte des FPE für unterschiedliche Lags oft sehr nahe beieinander (z.B. für die Geldmenge M1).

V. Ergebnisse der Kausalitätstests ("Vektorautoregressionen")

Das in Abschnitt II beschriebene Schema sieht vor, daß nun die Variablen in Abhängigkeit von sowohl verzögerten endogenen als auch verzögerten exogenen Variablen geschätzt werden. Die Zahl der Lags für die endogenen Variablen ergibt sich aus den Autoregressionen; sie bleibt konstant. Die Ordnung der Lags für die exogenen Variablen wird manipuliert, um aus den möglichen Systemen das beste im Sinne des FPE-Kriteriums herauszufinden.

¹ Genau dies ist ja ein wichtiges Argument dafür, das oben beschriebene Schema anzuwenden: "... estimation of the unrestricted (in the sense of 'without restrictions based on supposed a priori knowledge') reduced form as opposed to the strategy of estimating models profligately." Hsiao (1981), S. 104.

1. Kausalität zwischen Geldmenge und Einkommen¹

Zum positiven Zusammenhang zwischen Geldmenge und Einkommen (real oder nominal) gibt es kaum gegensätzliche Auffassungen, wohl aber über die Richtung der Kausalität. So behauptet die monetaristische Position in der strengen Form, daß die Geldmenge exogen sei und Bewegungen des Einkommens bestimme, während die von Keynesianern vertretene Hypothese lautet, die Geldmenge sei durch das Einkommen beeinflusst. Zwischen den beiden Extrempositionen gibt es Theorien für einen mehr oder weniger stark ausgeprägten bikausalen Zusammenhang ("feedback").

Tabelle 4 gibt Auskunft darüber, ob die Geldmengenaggregate die verschiedenen Einkommensgrößen beeinflussen. Auf Kausalität im Sinne von Granger kann man dann schließen, wenn der FPE hier niedriger ist als das Minimum bei den Autoregressionen in der Tabelle 2. Die Ergebnisse zeigen fast durchweg eine Kausalität von den Geldmengen- zu den Einkommensaggregaten. Eine Ausnahme ist die fehlende Beziehung zwischen der monetären Basis und der realen Inlandsnachfrage sowie zwischen M2 und der nominalen Inlandsnachfrage. Zur Beurteilung ist außer dem FPE-Wert auch das Vorzeichen des Zusammenhangs wichtig. Hier ergeben sich bezüglich M2 einige Probleme: So weisen die verzögerten Variablen in der Beziehung zwischen diesem Aggregat und der realen Inlandsnachfrage teils positive, teils negative Vorzeichen auf, sodaß dieser Indikator nicht so zuverlässig erscheint wie die Geldmenge M1, bei der die Vorzeichen einzeln und als Gruppe stets positiv sind. Bei der monetären Basis sind diese Probleme auch vorhanden, wenn auch in geringerem Ausmaß.

Die Wirkungsverzögerungen zwischen Geldmengen- und Einkommensvariablen sind schwer zu beurteilen, zumal die Werte für den FPE bei einzelnen Lags oft sehr nahe beieinander liegen (so

¹ Einkommen sei der Einfachheit halber Sammelbegriff für Größen wie Bruttosozialprodukt, Inlandsnachfrage etc.

zum Beispiel bei der Beziehung $BAS \Rightarrow GNPR$).¹ Eine gewisse Stabilität zeigt sich bei M1 mit jeweils (fast) gleichen optimalen Lags zur Inlandsnachfrage und zum Sozialprodukt. Insgesamt wurde der FPE recht deutlich - nämlich um bis zu 15 vH - reduziert.² Daß diese Abnahme recht unterschiedlich ausfiel, läßt sich jedoch nicht klar als unterschiedliche Intensität des kausalen Zusammenhangs interpretieren. Es ist zu bedenken, daß die Ordnung der Lags für die Einkommensvariablen selbst recht hoch ist und die Charakteristik dieser Zeitreihen schon sehr weitgehend durch die Autoregressionen beschrieben ist. Insgesamt zeigt sich - insbesondere wegen der Eindeutigkeit des Vorzeichens - eine gewisse Überlegenheit der Geldmenge M1 bei der Erklärung der Einkommensgrößen.

Bei der Untersuchung der umgekehrten Richtung zeigt sich, daß die monetäre Basis von den Einkommensgrößen unabhängig ist (Tabelle 5). Dieses Aggregat, in dem sich die Aktionen der Zentralbank direkt niederschlagen, ist also exogen. Die beiden anderen Größen sind dagegen zum Teil von der Einkommensentwicklung abhängig: Die Geldmenge M2 wird (positiv) vom realen und nominalen Sozialprodukt beeinflusst; die Geldmenge M1 ist von allen Einkommensvariablen - mit Ausnahme der realen Inlandsnachfrage - abhängig, jedoch mit jeweils negativem Vorzeichen. Die unterschiedliche Wirkungsrichtung ergibt sich vermutlich aus dem "typischen" Ablauf des Konjunkturzyklus. So ist zu beobachten, daß im Aufschwung die Zinsen steigen, was die Wirtschaftssubjekte zur Umschichtung ihrer Sichteinlagen in Termineinlagen veranlaßt, M1 also relativ zu M2 sinkt. Als Interpretation dieses Befundes wäre ebenfalls möglich, daß die Geldpolitik - gemessen an M1 -

¹ In der Tabelle ist angegeben, daß die FPEs für die Lagordnung 1 bzw. 12 gleich sind.

² Dies trifft für die Beziehung $M1 \Rightarrow GNPR$ zu. Das Ergebnis dieser Regression, d.h. die Koeffizienten für die einzelnen Lags, die entsprechenden t-Werte und der Standardfehler der Regression, ist in Tabelle 11 wiedergegeben.

auf Änderungen des Sozialprodukts bzw. der Inlandsnachfrage mit einer antizyklischen Intention reagiert. Jedoch ist diese Schlußfolgerung nur vage, da die Resultate insgesamt nicht einheitlich sind.¹

Zusammengefaßt ist der empirische Befund eine gute Bestätigung der These, daß das Einkommen von der Geldmenge kausal beeinflusst wird. Die Anzeichen für einen "feedback" sind hingegen relativ schwach, die Geldmengenaggregate können zum Teil besser prognostiziert werden, wenn nur verzögert endogene Variablen verwendet werden.

2. Kausalität zwischen Geldmenge und Preisniveau

Nun soll überprüft werden, ob die Geldmenge das Preisniveau beeinflusst (monetaristische Inflationshypothese). Hierzu werden nach dem bekannten Schema Vektorautoregressionen zwischen dem Preisindex für die Lebenshaltung und den drei Geldmengenaggregaten durchgeführt (Tabelle 7). Es zeigt sich eine Kausalität zwischen der monetären Basis und dem Preisindex; M2 ist hingegen nicht kausal; der FPE für das System mit M1 bringt eine nur marginale Verringerung des FPE.²

Dieses nicht ganz eindeutige Bild ist Anlaß, nach weiteren möglichen Einflußfaktoren für das Preisniveau zu suchen. In einer offenen Volkswirtschaft mag es sein, daß die Importpreise die Prognose des Gesamtpreisindex verbessern, den sie rein statistisch gesehen erheblich beeinflussen.³ Um dies zu untersuchen, wird auch eine Regression des Verbraucherpreisindex auf die Importpreise gerechnet. Das Ergebnis ist jedoch negativ (Tabelle 7). Des weiteren wird geprüft, ob die Hinzunahme der Importpreise die Prognose durch die Geldmengen-

¹ Es wäre zu erwarten, daß die monetäre Basis, also die eigentliche Aktionsvariable der Zentralbank, auch in dieser Weise reagiert.

² Dies scheint aufgrund der Rundung in der Tabelle nicht auf.

³ Die für Kausalitätstests relevante Frage lautet also: Enthält die für die monetaristische Inflationshypothese geeignete Informationsmenge auch die Importpreise? Die Entwicklung der Importpreise spielt bei vielen Prognosen der Inflationsrate eine wichtige Rolle (sog. importierte Inflation).

aggregate verbessert (Tabelle 8, obere Hälfte).¹ Auch diese These bestätigt sich nicht. Dagegen wird die Prognose des Preisindex erwartungsgemäß verbessert, wenn in diesem dreidimensionalen Fall umgekehrt die Geldmenge zum Importpreisindex hinzukommt (Tabelle 8, untere Hälfte).²

Dieses Ergebnis legt nahe, auf den Importpreisindex als erklärenden Faktor für die Verbraucherpreise zu verzichten. Ein weiteres Argument dafür ist, daß die Prognose der Importpreise selbst sogar erheblich durch die Geldmenge (außer M2) verbessert wird (Tabelle 9), mithin die Geldpolitik der dominierende kausale Faktor für die Preisentwicklung zu sein scheint.³ Das Ergebnis läßt sich vermutlich durch andere Faktoren (ausländische Geldpolitik, reale Schocks usw.) noch verbessern. Dies ist jedoch nicht Gegenstand dieser Arbeit.

Die Ergebnisse der Kausalitätstests in der umgekehrten Richtung sind in Tabelle 10 wiedergegeben.⁴ Die Hypothese einer Reaktionsfunktion der Zentralbank, nach der die Geldpolitik nach einer Inflationsbeschleunigung einen restriktiven Kurs einschlägt, wird allenfalls für die Geldmenge M1 bestätigt: Hier verringert sich der FPE, wenn die Verbraucherpreise als erklärende Variable hinzugenommen werden. Jedoch wäre auch eine weniger weitgehende Interpretation möglich, daß nämlich in der späteren Phase des Aufschwungs die Inflationsrate und auch das Zinsniveau steigen, wodurch die oben erwähnte Sub-

¹ In dem dreidimensionalen System werden die Lags für die ersten zwei verzögerten Variablen festgehalten. Die Ordnung der dritten Variablen wird dann manipuliert (vgl. Gleichung A4 im Anhang A).

² Wegen der jeweils (fast) gleichen Lagkombination sind die FPE-Werte natürlich identisch.

³ Wie aus der Tabelle weiter hervorgeht, sind die Importpreise unabhängig von den Verbraucherpreisen.

⁴ Als Referenz muß jetzt die Tabelle 6 betrachtet werden, da sich der Untersuchungszeitraum geändert hat (die Preisindices sind erst ab 1962 verfügbar).

stitution zwischen den Einlagenarten und somit tendenziell eine Verringerung von M1 bewirkt wird. Die monetäre Basis und M2 sind hingegen unabhängig, also für diesen Zusammenhang exogen. Ein weiteres Ergebnis ist, daß M2 als einziges Geldmengenaggregat von den Importpreisen (und zwar auch negativ) beeinflusst wird. Dies ist insofern überraschend, da sich eine unmittelbare Reaktion der Zentralbank auf steigende Importpreise - wenn überhaupt - vor allem in der monetären Basis zeigen müßte und nicht bei dem erst relativ spät reagierenden Aggregat M2.

3. Zur Effizienz des Verfahrens

Die oben errechneten Systeme zur Erklärung der verschiedenen Variablen sind optimal in dem Sinne, als der FPE bei den jeweiligen Lagkombinationen (m,n) ein Minimum aufweist. Ist das verfolgte Schema hinreichend effizient, um auch den tatsächlich niedrigsten FPE-Wert, der überhaupt existiert, zu finden? Oder gibt es einen Wert für eine vollkommen andere Lagkombination, was die Ergebnisse deutlich verändern würde?

Um dies zu beantworten, sind zwei Vorgehensweisen möglich. Zum einen könnte man, wie Hsiao, einen "likelihood ratio test" durchführen und die identifizierten Systeme gegen alternative Lagkombinationen testen.¹ Zum anderen wären alle möglichen Lagkombinationen zu untersuchen. Um den erheblichen Rechenaufwand, der sich daraus ergeben würde, zu beschränken, wird diese Prüfung hier nur für die Geldmenge M1 - sie hatte sich als insgesamt beste Erklärungsgröße erwiesen - durchgeführt.² Es zeigt sich, daß die Lagkombinationen in der Tabelle 4 in den Beziehungen Geldmenge M1 \Rightarrow nominale Inlandsnachfrage, Geldmenge M1 \Rightarrow nominales Sozialprodukt und Geld-

¹ Hsiao (1981) findet auf diese Weise, daß das Verfahren adäquat ist.

² Als Obergrenze der Lags wird für die Einkommensgrößen 15, für die Geldmenge M1 und die Verbraucherpreise jeweils 12 Quartale gewählt.

menge $M_1 \Rightarrow$ reales Sozialprodukt tatsächlich den niedrigsten FPE-Wert haben. Es gibt lediglich zwei Änderungen: Bei der Erklärung der realen Inlandsnachfrage durch M_1 - es war die Lagkombination (12,2) mit einem FPE von $0,275 \times 10^{-3}$ errechnet worden - liegt das Minimum des FPE mit $0,271 \times 10^{-3}$ bei der Kombination (13,3); die Kombination bei der Erklärung der Verbraucherpreise - (3,8) mit einem FPE von $0,171 \times 10^{-4}$ - wäre zu ersetzen durch (2,8) mit einem FPE von $0,165 \times 10^{-4}$.

Diese Abweichungen sind nur marginal, so daß die hier angewendete Prozedur nicht nur den Rechenaufwand in vertretbaren Grenzen hält ("parsimonious estimation"), sondern auch hinsichtlich des optimalen Systems treffsicher zu sein scheint.

VI. Abschließende Bemerkungen

1. Das hier benutzte Schema der Kausalitätstests entspricht grob dem Vorgehen eines Ökonomen, der über den Verlauf relevanter Variablen eine Vorhersage machen will. Er wird sinnvollerweise die zu untersuchenden Zeitreihen von all dem befreien, was als normales Muster betrachtet werden kann: Trends, Saisonbewegungen etc., mithin alle deterministischen Komponenten. Denn diese zu prognostizieren erfordert in der Regel keine ökonomische Theorie. Er wird ferner die Charakteristik der so entstandenen neuen Zeitreihe beschreiben wollen, was er mit Hilfe von Autoregressionen erreichen kann. Um den mehr oder weniger großen Rest an unerklärter Variabilität zu verringern, sollte er jene Variablen ergänzend oder alternativ prüfen, die ihm konsistent formulierte Theorien vorschlagen. Gelingt es ihm so, die Genauigkeit der Prognose zu erhöhen, hat er kausale Einflußfaktoren gefunden. Um eine Vorhersage zu erstellen, wird er sich folglich über diese Variable(n) Informationen beschaffen. Diese Vorgehensweise ist also ein mögliches Kriterium dafür, aus der Fülle von Daten sinnvoll auszuwählen. Der Prognostiker erfährt so, auf welche Variablen er überhaupt verzichten kann bzw. welche Lags der verwendeten Variablen keinen zusätzlichen Erklärungswert haben.

2. Die Kausalitätstests ersetzen keine ökonomische Theorie, sie sind auch als Beweismittel für eine bestimmte Theorie nicht hinreichend. Der Interpretation der Ergebnisse sind nämlich insofern Grenzen gesetzt, als die Schlußfolgerungen sich jeweils nur auf die betrachtete Informationsmenge beziehen können. Das oben angedeutete Problem der "missing variable" ist eigentlich stets immanent. Ein plastisches Beispiel hierfür ist die Verwendung sogenannter "leading indicators" zur Vorhersage des Konjunkturverlaufs: Geht die Kausalität von diesen Indikatoren zu der Entwicklung des Einkommens? Oder haben beide Größen eine gemeinsame Ursache?¹

- Ein weiteres Beispiel: Wir betrachten eine offene Volkswirtschaft; es gibt keine realen Schocks und es gilt die monetaristische Inflationstheorie. Der typische Ablauf nach einer monetären Expansion ist, daß aufgrund unterschiedlicher Reaktionsgeschwindigkeit der Märkte zunächst die Wechselkurse (mithin die Importpreise), später das Realeinkommen und erst dann die Inflationsrate reagieren. Wenn dies so ist, kann es nicht sinnvoll sein, eine Kausalität zwischen Importpreisen oder Änderungen der Kapazitätsauslastung und der Inflationsrate zu postulieren, nur weil dies der zeitliche Ablauf ist. Ob sich dadurch überhaupt die Prognose der Inflationsrate verbessern läßt, ist fraglich. Die gleiche Argumentation gilt, wenn wir beobachten, daß die Zinsen vor der Inflationsrate steigen. Dies ist nicht notwendigerweise ein Kausalitätszusammenhang, sondern kann ebensogut mit einer Theorie erklärt werden, die Inflationserwartungen enthält. Eine "post hoc ergo propter hoc"-Argumentation ist also zu vermeiden, die zu untersuchende Theorie sollte stets sorgfältig formuliert sein. Denn die Ergebnisse der Kausalitätstests sind eine sehr weitreichende Bestätigung für die jeweils geprüfte Hypothese.

¹ Vgl. dazu die formale Beschreibung bei Granger (1980), S. 340ff.

3. Die Verwendung des FPE-Kriteriums wurde damit begründet, daß eine ad-hoc-Argumentation bezüglich der Signifikanz exogener Variablen und Restriktionen für die Ordnung der Lags so weit wie möglich vermieden werden sollen. Die Berechnungen haben gezeigt, daß der FPE recht große Schwankungen aufweisen kann oder sich häufig bei Hinzunahme eines weiteren Lags abrupt ändert. Dies ist jedoch nicht als Schwäche dieses Verfahrens auszulegen. Im Gegenteil, es zeigt sich auch bei der Betrachtung der Signifikanzniveaus eine recht unstetige Entwicklung. So sind zum Beispiel neu hinzukommende Lags oft nicht signifikant, ändern aber die Signifikanz der vorherigen Lags teilweise erheblich. Es scheint vielmehr so zu sein, daß diese Art der Zeitreihenanalyse selbst ein sehr sensibles Verfahren ist.¹ Die Interpretation der Schwankungen des FPE ist ebenso schwierig wie die der Änderungen im Signifikanzniveau einzelner Lags. Eben dies ist ein wichtiges Argument dafür - und dies hat auch die Analyse gezeigt -, daß eine ad-hoc-Vorgabe bestimmter Lags nur zufällig zum besten Ergebnis führen dürfte und daher zu vermeiden ist.

¹ Dies zeigt sich zum Beispiel auch an den Ergebnissen für die Autoregressionen der Geldmengenaggregate, die für zwei unterschiedlich lange Zeiträume gerechnet wurden (Tabelle 1 und 6). Der "optimale Lag" ist also über verschiedene Zeiträume hinweg nicht konstant.

Anhang A: Erläuterungen zu den Tabellen

In den Tabellen sind die Schätzergebnisse für die Autoregressionen bzw. Vektorautoregressionen wiedergegeben. Die Variablen (z.B. y) sind definiert als

$$(A1) \quad y_t = (1-L)^2 \ln Y_t \quad \text{mit} \quad L^i \ln Y_t = \ln Y_{t-i}$$

Alle Variablen sind somit die zweiten Differenzen der Logarithmen der Originalreihe Y_t , mithin (näherungsweise) die Differenz zwischen der Zuwachsrate in der Periode t und der Zuwachsrate in der Periode $t-1$.

Jede Autoregression (AR) ist eine Schätzgleichung folgenden Typs:

$$(A2) \quad y_t = a_0 + \sum_{i=1}^3 a_i S_i + b_0 + \sum_{i=1}^3 b_i \bar{S}_i + \sum_{j=1}^m d_j y_{t-j} + \rho_t$$

wobei: a_0 : Koeffizient der Konstanten

S_i : Saisondummy für das i -te Quartal

b_0 : Koeffizient für die Dummy der Konstanten
(ab 1970/3. Quartal)

\bar{S}_i : Zusätzliche Saisondummy für das i -te Quartal
($S_i = 1$ für das jeweils i -te Quartal ab 1971)

m : 1, 2, ..., 12

In den Tabellen ist jeweils der FPE für die entsprechenden Lags aufgeführt. (Zur Definition des FPE vgl. Abschnitt II). Auf die detaillierte Tabellierung der Regressionsergebnisse (Koeffizienten, Standardabweichungen, t-Tests etc.) wird verzichtet.

Bei den Vektorautoregressionen (VAR) kommen zur Schätzgleichung noch eine bzw. zwei Variablen als verzögerte, unabhängige hinzu (x bzw. z):

$$(A3) \quad y_t = a_0 + \sum_{i=1}^3 a_i S_i + b_0 + \sum_{i=1}^3 b_i \bar{S}_i + \sum_{j=1}^M d_j y_{t-j} + \sum_{l=1}^n e_l x_{t-l} + \epsilon_t$$

$n = 1, 2, \dots, 12$

M ist die Zahl der Lags, die in der AR (vgl. A2) als das Optimum ermittelt wurde (kleinster FPE). Die Ordnung der Lags der Variablen x wird zwischen 1 und 12 variiert.

In der dreidimensionalen VAR lautet die Schätzgleichung allgemein:

$$(A4) \quad y_t = a_0 + \sum_{i=1}^3 a_i S_i + b_0 + \sum_{i=1}^3 b_i \bar{S}_i + \sum_{j=1}^M d_j y_{t-j} + \sum_{l=1}^N e_l x_{t-l} + \sum_{h=1}^k g_h z_{t-h} + \eta_t$$

$k = 1, 2, \dots, 12$

N ist die Zahl der Lags, die in (A3) als das Optimum für die Variable x im Sinne des FPE-Kriteriums ermittelt wurde. Die Ordnung der Lags der dritten Variablen z wird wiederum variiert und reicht von 1 bis 12.

Die Ergebnisse der VAR (z.B. der FPE für jeden Lag) werden der Übersicht halber nicht vollständig tabelliert. Es ist lediglich der - nach dem FPE-Kriterium - optimale Lag sowie der entsprechende FPE angegeben. In den Tabellen der VAR steht in Klammern unter den Variablen jeweils die Anzahl der Lags, die zuvor als Optimum ermittelt wurden. Im dreidimensionalen System trifft dies sowohl für die verzögerte endogene (y) als auch die erste verzögerte, erklärende Variable (x) zu (vgl. Gleichung (A4)).

Anhang B: Ergebnistabellen

Tabelle 1:

Der FPE für den eindimensionalen autoregressiven Prozeß
der Geldmengenaggregate monetäre Basis (BAS) sowie M1 und M2¹

Ordnung der Lags	FPE für BAS $\times 10^{-3}$	FPE für M1 $\times 10^{-3}$	FPE für M2 $\times 10^{-3}$
1	0,226	0,191	0,320
2	0,183	0,196	0,257
3	0,190	0,193	0,252
4	0,189	0,200	0,253
5	0,197	0,192	0,260
6	0,202	0,190	0,270
7	0,196	0,199	0,268
8	0,179	0,200	0,280
9	0,184	0,187	0,290
10	0,191	0,187	0,304
11	0,192	0,196	0,297
12	0,194	0,186	0,312

¹ Beobachtungszeitraum für die Originalreihen 1960-1980 (= 84 Quartalswerte).

Tabelle 2:

Der FPE für den eindimensionalen autoregressiven Prozeß der nominalen und realen Inlandsnachfrage (DDN und DDR) sowie des nominalen und realen Bruttosozialprodukts (GNPN und GNPR)¹

Ordnung der Lags	FPE für DDN $\times 10^{-3}$	FPE für DDR $\times 10^{-3}$	FPE für GNPN $\times 10^{-3}$	FPE für GNPR $\times 10^{-3}$
1	0,729	0,555	0,722	0,554
2	0,653	0,460	0,670	0,512
3	0,386	0,370	0,296	0,327
4	0,390	0,366	0,297	0,325
5	0,406	0,381	0,299	0,334
6	0,415	0,397	0,313	0,348
7	0,388	0,396	0,307	0,346
8	0,407	0,414	0,318	0,362
9	0,424	0,423	0,333	0,377
10	0,437	0,425	0,337	0,382
11	0,300	0,293	0,241	0,275
12	0,287	0,281	0,201	0,237
13	0,297	0,284	0,207	0,241
14	0,310	0,300	0,210	0,241
15	0,274	0,287	0,205	0,233

¹ Beobachtungszeitraum für die Originalreihen 1960-1980 (= 84 Quartalswerte).

Tabelle 3:

Der FPE für den eindimensionalen autoregressiven Prozeß des Preisindex für die Lebenshaltung (CPT) und des Index der Einfuhrpreise (PIM)¹

Ordnung der Lags	FPE für CPT $\times 10^{-4}$	FPE für PIM $\times 10^{-3}$
1	0,204	1,03
2	0,177	0,890
3	0,171	0,926
4	0,174	0,913
5	0,172	0,921
6	0,172	0,930
7	0,180	0,957
8	0,183	0,992
9	0,190	1,01
10	0,200	1,02
11	0,210	1,09
12	0,214	1,15

¹ Beobachtungszeitraum für die Originalreihen 1962-1980 (= 76 Quartalswerte).

Tabelle 4:

Der FPE für die zweidimensionale Vektorautoregression zwischen den Einkommensgrößen (DDN, DDR, GNP, GNPR) und den Geldmengenaggregaten (BAS, M1, M2)¹

Endogene Variable ²	Manipulierte Variable	Optimaler Lag d. manipuliert.Var.	FPE x 10 ⁻³
Nominale Inlandsnachfrage DDN (Lags 1-15)	BAS	1	0,269 ^o
	M1	3	0,247 ^o
	M2	1	0,283
Reale Inlandsnachfrage DDR (Lags 1-12)	BAS	1	0,285
	M1	2	0,275 ^o
	M2	12	0,239 ^o
Nominales Sozialprodukt GNP (Lags 1-12)	BAS	1	0,189 ^o
	M1	8	0,190 ^o
	M2	12	0,194 ^o
Reales Sozialprodukt GNPR (Lags 1-15)	BAS	1 (12)	0,226 ^o
	M1	8	0,198 ^o
	M2	2	0,229 ^o

¹ Beobachtungszeitraum für die Originalreihen der endogenen Variablen 1960 - 1980 (= 84 Quartalswerte). Ein ^o bedeutet, daß die Kausalitätshypothese bestätigt ist.

² In Klammern die Ordnung der Lags, die in der entsprechenden AR als Optimum ermittelt wurde.

Tabelle 5:

Der FPE für die zweidimensionale Vektorautoregression zwischen den Geldmengenaggregaten (BAS, M1, M2) und Einkommensgrößen (DDN, DDR, GNP, GNPR)¹

Endogene Variable ²	Manipulierte Variable	Optimaler Lag d. manipuliert.Var.	FPE x 10 ⁻³
Monetäre Basis (BAS) (Lags 1-8)	DDN	1	0,182
	DDR	1	0,183
	GNPN	1	0,183
	GNPR	1	0,184
Geldmenge M1 (Lags 1-12)	DDN	4	0,180 ^o
	DDR	1	0,187
	GNPN	4	0,171 ^o
	GNPR	5	0,179 ^o
Geldmenge M2 (Lags 1-3)	DDN	1	0,256
	DDR	1	0,254
	GNPN	4	0,226 ^o
	GNPR	6	0,220 ^o

¹ Beobachtungszeitraum für die Originalreihen der endogenen Variablen 1960 - 1980 (= 84 Quartalswerte). Ein ^o bedeutet, daß die Kausalitätshypothese bestätigt ist.

² In Klammern die Ordnung der Lags, die in der entsprechenden AR als Optimum ermittelt wurde.

Tabelle 6:

Der FPE für den eindimensionalen autoregressiven Prozeß der Geldmengenaggregate monetäre Basis (BAS) sowie M1 und M2¹

Ordnung der Lags	FPE für BAS $\times 10^{-3}$	FPE für M1 $\times 10^{-3}$	FPE für M2 $\times 10^{-3}$
1	0,220	0,204	0,350
2	0,179	0,208	0,278
3	0,187	0,214	0,274
4	0,189	0,221	0,281
5	0,196	0,215	0,289
6	0,205	0,213	0,304
7	0,196	0,222	0,306
8	0,205	0,220	0,320
9	0,210	0,211	0,336
10	0,222	0,209	0,353
11	0,219	0,213	0,344
12	0,228	0,200	0,360

¹ Beobachtungszeitraum für die Originalreihen 1962 - 1980 (= 76 Quartalswerte). Diese Tabelle ist Grundlage für die Kausalitätstests mit den Preisindices, die nur ab 1962 verfügbar sind.

Tabelle 7:

Der FPE für die zweidimensionale Vektorautoregression zwischen dem Preisindex für die Lebenshaltung (CPT) und den Geldmengenaggregaten (M1, M2, BAS) sowie dem Importpreisindex (PIM) ¹

Endogene Variable ²	Manipulierte Variable	Optimaler Lag d. manip.Var.	FPE x 10 ⁻⁴
CPT (Lags 1-3)	M1	8	0,171 ^o
	M2	3	0,175
	BAS	8	0,167 ^o
	PIM	1	0,176

¹ Beobachtungszeiten für die Originalreihen der endogenen Variablen 1962 ~ 1980 (= 76 Quartalswerte).
Ein ^o bedeutet, daß die Kausalitätshypothese bestätigt ist.

² In Klammern die Ordnung der Lags, die in der entsprechenden AR als Optimum ermittelt wurde.

Tabelle 8:

Der FPE für die dreidimensionale Vektorautoregression zwischen dem Verbraucherpreisindex (CPT), den Geldmengenaggregaten (M1, M2, BAS) und dem Importpreisindex (PIM)¹

Endogene Variable ²	Erste unabhängige Variable ²	Manipulierende Variable	Optimaler Lag der manip. Var.	FPE x 10 ⁻⁴
CPT (Lags 1-3)	M1 (Lags 1-8)	PIM	1	0,175
	M2 (Lags 1-3)	PIM	1	0,179
	BAS (Lags 1-8)	PIM	1	0,172
CPT (Lags 1-3)	PIM (Lag 1)	M1	7	0,175
	PIM (Lag 1)	M2	3	0,179
	PIM (Lag 1)	BAS	8	0,172

¹ Beobachtungszeiten für die Originalreihe der endogenen Variablen 1962 - 1980 (= 76 Quartalswerte).

² In Klammern die Anzahl der Lags, die in der entsprechenden AR bzw. VAR als Optimum ermittelt wurde.

Tabelle 9:

Der FPE für die zweidimensionale Vektorautoregression zwischen dem Importpreisindex (PIM) und den Geldmengenaggregaten (M1, M2, BAS) sowie dem Verbraucherpreisindex (CPT) ¹

Endogene Variable ²	Manipulierte Variable	Optimaler Lag d. manip. Var.	FPE ₃ x 10 ⁻³
PIM (Lags 1-2)	M1	8	0,615 ^o
	M2	1	0,907
	BAS	8	0,819 ^o
	CPT	1	0,903

¹ Beobachtungszeitraum für die Originaldaten der endogenen Variablen 1962 - 1980 (= 76 Quartalswerte). Ein ^o bedeutet, daß die Kausalitätshypothese bestätigt ist.

² In Klammern die Zahl der Lags, die in der entsprechenden AR als Optimum ermittelt wurde.

Tabelle 10:

Der FPE für die zweidimensionale Vektorautoregression zwischen den Geldmengenaggregaten (BAS, M1, M2) und den Preisindices (CPT, PIM)¹

Endogene Variable ²	Manipulierte Variable	Optimaler Lag d. manip. Var.	FPE ³ x 10 ⁻³
Monetäre Basis (BAS) (Lags 1-2)	CPT	1	0,183
	PIM	1	0,184
Geldmenge M1 (Lags 1-12)	CPT	9	0,195 ^o
	PIM	1	0,205
Geldmenge M2 (Lags 1-3)	CPT	1	0,282
	PIM	8	0,225 ^o

¹ Beobachtungszeitraum für die Originalreihen der endogenen Variablen 1962 - 1980 (= 76 Quartalswerte). Die Referenz ist wegen des geänderten Beobachtungszeitraums die Tabelle 6 mit den entsprechenden AR für die Geldmengenaggregate. - Ein ^o bedeutet, daß die Kausalitätshypothese bestätigt ist.

² In Klammern die Zahl der Lags, die im eindimensionalen autoregressiven Prozeß als Optimum ermittelt wurde.

Tabelle 11:

Ergebnisse der Autoregression bzw. Vektorautoregression am Beispiel der Kausalität zwischen der Geldmenge M1 und dem realen Sozialprodukt (GNPR)

Variable (mit Lag)	Abhängige Variable: $(1-L)^2 \ln \text{GNPR}$			
	1. Autoregression		2. Vektorautoregression	
$(1-L)^2 \ln \text{GNPR}$	Koeffizient	(t-Wert)	Koeffizient	(t-Wert)
(-1)	-0,921	6,46	-0,943	6,65
(-2)	-0,537	2,99	-0,727	4,20
(-3)	-0,551	2,71	-0,703	3,60
(-4)	-0,310	1,48	-0,412	2,07
(-5)	-0,505	2,49	-0,530	2,72
(-6)	-0,567	2,77	-0,486	2,49
(-7)	-0,567	2,83	-0,439	2,30
(-8)	-0,487	2,37	-0,319	1,64
(-9)	-0,555	2,72	-0,357	1,87
(-10)	-0,443	2,14	-0,234	1,18
(-11)	-0,459	2,28	-0,333	1,77
(-12)	-0,329	1,59	-0,313	1,62
(-13)	-0,301	1,68	-0,378	2,28
(-14)	-0,339	2,25	-0,368	2,58
(-15)	-0,211	2,02	-0,292	2,72
$(1-L)^2 \ln M1$				
(-1)			0,091	0,60
(-2)			0,112	0,73
(-3)			0,257	1,63
(-4)			0,303	1,98
(-5)			0,307	1,96
(-6)			0,520	3,40
(-7)			0,272	1,61
(-8)			0,497	3,11
SEE ¹	0,0132		0,0116	

¹ Standardfehler der Regression.

Literaturverzeichnis

- Akaike, Hirotugu, "Fitting Autoregressive Models for Prediction". Annals of the Institute of Statistical Mathematics, Vol. 21, Tokio 1969, S. 243-247.
- Doan, Thomas A. und Robert B. Litterman, User's Manual RATS, Version 4.0. Winchester, November 1980 (unveröff. Manuskript).
- Granger, Clive W.J., "The Typical Spectral Shape of an Economic Variable". Econometrica, Vol. 34, Amsterdam 1966, S. 150-161.
- "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods". Econometrica, Vol. 37, Amsterdam 1969, S. 424-438.
- "Testing for Causality. A Personal Viewpoint". Journal of Economic Dynamics and Control. Vol. 2, Amsterdam 1980, S. 329-352.
- und Paul Newbold (1977a), Forecasting Economic Time Series. New York 1977.
- und Paul Newbold (1977b), "The Time Series Approach to Econometric Model Building". In: Federal Reserve Bank of Minneapolis (Hrsg.), New Methods in Business Cycle Research: Proceedings from a Conference. Minneapolis 1977, S. 7-21.
- Hafer, R.W., "Selecting a Monetary Indicator: A Test of the New Monetary Aggregates". Federal Reserve Bank of St. Louis, Review, Vol. 63, St. Louis 1981, Nr. 2, S. 12-18.
- Hsiao, Cheng, "Causality Tests in Econometrics". Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 1, Amsterdam 1979, S. 321-346.
- "Autoregressive Modelling and Money-Income Causality Detection." Journal of Monetary Economics, Vol. 7, Amsterdam 1981, S. 85-106.
- Kirkpatrick, Grant und Jürgen Roth, "Real Wages and Employment in an Open Economy: The Case of Germany". Kiel, März 1981 (unveröff. Manuskript).

Pindyck, Robert S. und Daniel L. Rubinfeld, *Econometric Models and Economic Forecasts*. New York 1976.

Sargent, Thomas J., *Macroeconomic Theory*. New York 1979.

Sims, Christopher A., "Money, Income and Causality".
The American Economic Review, Vol. 62, Menasha
1972, S. 540-552.

Tran Van Hoa, "Causality and Wage Price Inflation in West
Germany 1964-1979". *Weltwirtschaftliches Archiv*,
Vol. 117, Tübingen 1981, S. 110-124.