

Scheide, Joachim

Working Paper — Digitized Version

Geldpolitik und Konjunktur: sind Erwartungen rational?

Kiel Working Paper, No. 142

Provided in Cooperation with:

Kiel Institute for the World Economy – Leibniz Center for Research on Global Economic Challenges

Suggested Citation: Scheide, Joachim (1982) : Geldpolitik und Konjunktur: sind Erwartungen rational?, Kiel Working Paper, No. 142, Kiel Institute of World Economics (IfW), Kiel

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/842>

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. 142

Geldpolitik und Konjunktur:
Sind Erwartungen rational?

von

Joachim Scheide


Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel

Institut für Weltwirtschaft
2300 Kiel, Düsternbrooker Weg 120-122

Arbeitspapier Nr. 142
Geldpolitik und Konjunktur:
Sind Erwartungen rational?

von
Joachim | Scheide

Juni 1982

A 9 1976 / 82
Wirtschaftswissenschaften
Kiel
Kf

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

Gliederung

	<u>Seite:</u>
Einleitung	1
I. Die Hypothese rationaler Erwartungen und ihre Implikationen	3
1. Unterschiede zu alternativen Erwartungshypothesen	3
2. Simulationen mit adaptiven und rationalen Erwartungen	8
3. Bedeutung eines sich ändernden policy regime	11
II. Einige empirische Untersuchungen zur Hypothese rationaler Erwartungen	15
III. Tests für die Bundesrepublik Deutschland	18
1. Zur Lucas-Hypothese	18
a) Analyse mit Zyklenvergleichen	18
b) Kausalitätstests	23
2. Zur Hypothese des monetären Schocks	28
3. Konsequenzen einer sich ändernden Reaktionsfunktion der Zentralbank	30
IV. Zusammenfassung	35
Anhang	38
Literaturverzeichnis	41

Einleitung¹

In den siebziger Jahren entstanden mehrere theoretische Ansätze, die gemeinhin als "neue klassische Makromodelle" bezeichnet werden.² Mit ihnen wird versucht, das Phänomen der Konjunkturschwankungen im Rahmen einer Gleichgewichtstheorie zu erklären. Sie unterscheiden sich so von den bis dahin lange Zeit dominierenden Ungleichgewichts-Hypothesen (z.B. Phillips-Kurven-Theorie). "Klassisch" sind sie in dem Sinne, als sie eine Neutralität des Geldes auf lange Sicht unterstellen; "neu" ist, daß die Annahme der vollkommenen Voraussicht durch die Hypothese der rationalen Erwartungen ersetzt wird. So werden kurzfristige Mengeneffekte der Geldpolitik möglich, die auf unvollständiger Information bei den Wirtschaftseinheiten beruhen: Infolge der Unsicherheit über die aktuelle und/oder zukünftige Geldmengenentwicklung stehen sie vor dem Dilemma, zwischen realen und monetären bzw. transitorischen und permanenten Änderungen trennen zu müssen.³

Der Anspruch dieser neuen Konjunkturtheorien wird durch die prominentesten Vertreter stets sehr begrenzt gehalten.⁴ Daher

¹ Der Verfasser dankt Herrn Klaus Schulz für die Durchführung der Rechenarbeiten am Rechenzentrum der Universität Kiel. Das verwendete Programmpaket RATS4 wurde von Doan, Litterman (1980) verfaßt.

² Zu nennen sind insbesondere die Arbeiten von Barro (1976), Lucas (1973, 1975), Sargent (1976a), Sargent und Wallace (1976), ferner Brunner, Cukierman, Meltzer (1980) sowie Blinder und Fischer (1981).

³ Dies sind die beiden typischen Konfusionen, die in den Modellen zu Abweichungen und Produktion vom Normalpfad führen ("relative-aggregate confusion" und "permanent-transitory confusion"). Diese Konfusionen können sich zum Teil auch auf andere Arten von Impulsen beziehen, z.B. auf Produktivitätsänderungen, finanzpolitische Impulse usw. In dieser Arbeit wird - und dies schränkt den erhobenen Anspruch ein - die Konjunktur als monetär induzierter Zyklus aufgefaßt.

⁴ "It remains a fair observation that existing macroeconomic theories - including new and old approaches - provide only limited knowledge about the nature of business cycles." Barro (1981), S. 74. - "... we do not wish our responses ... to be mistaken for a claim that existing equilibrium models can satisfactorily account for all the main features of the observed business cycle." Lucas, Sargent (1978), S. 69.

mag erstaunen, daß die Argumente oft sehr vehement vorge-
tragen und Gegenpositionen teilweise schärfer als sonst in
wissenschaftlichen Debatten üblich kommentiert werden.¹ Um
die kontroversen Auffassungen zu verdeutlichen, soll im
ersten Abschnitt dargestellt werden, welches die wichtig-
sten Aussagen der neuen klassischen Makromodelle sind. Die
Hypothese läßt sich verstehen als eine Antwort auf den ho-
hen Anspruch der existierenden Makromodelle keynesianischer
Prägung. Im Zentrum der Debatte zwischen beiden Schulen
steht die Phillips-Kurve.² Die folgenden zwei Abschnitte befas-
sen sich dann mit der empirischen Relevanz der Hypothesen.
Man kann empirisch nicht belegen, ob die Erwartungen der
Wirtschaftssubjekte "rational" oder "nicht-rational" ("adap-
tiv" usw.) sind. Aus den Modellen lassen sich jedoch Hypo-
thesen ableiten, so daß überprüft werden kann, ob die Theo-
rie mit den Daten übereinstimmt. Im zweiten Teil werden be-
reits existierende Untersuchungen kommentiert. Im dritten
Abschnitt sollen verschiedene mit der Theorie rationaler Er-
wartungen kompatible Hypothesen für die Bundesrepublik
Deutschland überprüft werden. Dabei wird einmal das Verfah-
ren der Zyklenvergleiche angewendet; der größere Teil der
empirischen Untersuchung besteht jedoch aus zeitreihenanaly-
tisch fundierten Kausalitätstests, welche sich zur Überprü-
fung von alternativen Hypothesen gut eignen. Sie können auch
als Vorstufe für die Erstellung eines Prognosemodells ver-
standen werden, denn sie geben Hinweise auf Lagstrukturen,
die a priori nicht bekannt sind. Der letzte Abschnitt enthält
ein vorläufiges Resümee.

¹ Das wohl auffälligste Beispiel ist der Artikel von Lucas und Sargent
(1978), die die Praxis keynesianischer Makromodelle kommentieren
("... wildly incorrect ...", "... spectacular failure ...", "... failure
on grand scale ..." usw.).

² Die Hypothese rationaler Erwartungen ist aber nicht auf diesen Bereich
beschränkt, sondern wird für alle Arten von wirtschaftspolitischen Maß-
nahmen postuliert. Sargent (1980) analysiert z.B. die Effekte von Steu-
ersatzänderungen auf das Investitionsverhalten unter dieser Hypothese.

I. Die Hypothese der rationalen Erwartungen und ihre Implikationen

1. Unterschiede zu alternativen Erwartungshypothesen

Die sechziger Jahre brachten einen enormen Schub bei der Entwicklung umfangreicher ökonomischer Modelle, mit denen der Zusammenhang zwischen wirtschaftspolitischen Parametern (Geldpolitik, Steuersätze, Staatsausgaben ...) und gesamtwirtschaftlichen Größen (Einkommen, Beschäftigung, Preisniveau ...) abgebildet wurde. Diese Innovation, die die weitgehende Steuerbarkeit des Wirtschaftsablaufs mit Methoden ähnlich der mathematischen Kontrolltheorie versprach, wurde weithin als ein Fortschritt gewertet. Denn daß die wirtschaftliche Entwicklung in diesem Jahrzehnt außerordentlich positiv verlief, wurde auch dem Umstand zugeschrieben, daß sich die staatlichen Instanzen bei der Ausgestaltung der Wirtschaftspolitik zunehmend dieser Modelle bedienten.¹ Alle Modelle dieser Art offerierten eine Wahlmöglichkeit für den Wirtschaftspolitiker entlang einer stabilen Phillips-Kurve. Konkret auf die USA und auf den Beginn der siebziger Jahre bezogen lautete die Formel, daß die Gesellschaft "nur" eine Inflationsrate zwischen vier und fünf Prozent zu tolerieren brauche, um auf Dauer "Vollbeschäftigung" zu erhalten.²

Etwa zur gleichen Zeit argumentierten Phelps (1968) und Friedman (1968), dieser postulierte Zusammenhang existiere nicht. Denn es sei wichtig, zu unterscheiden zwischen erwarteter Inflation, die ohne Einfluß auf die Beschäftigung wäre, und unerwarteter Inflation, welche allein die Beschäftigung stimulieren könne ("natural-rate-hypothesis"). Obwohl Friedman und Phelps die Inflation der siebziger Jahre sicherlich nicht voraussahen, war ihre Prognose allgemeingültig formuliert: Eine Dekade mit hoher Inflation könne im Durchschnitt nicht eine geringere Arbeitslosigkeit aufweisen als eine Dekade mit wenig

¹ Diese Aussage gilt vor allem für die USA. In der Bundesrepublik beruhte die Verabschiedung des Stabilitäts- und Wachstumsgesetzes letztlich auf der gleichen Philosophie.

² Vgl. die Kommentare z.B. bei Lucas (1977).

Inflation. Solche Überlegungen spielten für die keynesianischen Modelle keine Rolle.¹ Zwar war die Wirtschaftspolitik nicht explizit darauf ausgerichtet, den Modellimplikationen der stabilen Phillips-Kurve zu folgen. Das Ergebnis war aber für die Vertreter der "rational-expectations-hypothesis" (REH) eindeutig: "We got the high-inflation decade, and with it as clear-cut an experimental discrimination as macroeconomics is ever likely to see, and Friedman and Phelps were right."²

Welche Implikationen hat dieser "Test" für die keynesianische Theorie des Konjunkturzyklus, die wirtschaftspolitischen Schlussfolgerungen und die Möglichkeit, die gesamtwirtschaftliche Produktion durch eine "Stabilisierungspolitik" zu steuern? Genau hier setzt die Argumentation der Vertreter der REH an.

Fast jede wirtschaftliche Entscheidung ist letztlich eine Spekulation, denn sie gründet sich auf die Erwartung bezüglich relativer Preise: Ob jemand investiert oder nicht, hängt nicht davon ab, wie die Ertragsrate in der Vergangenheit war, sondern welche Änderung für die Zukunft erwartet wird; die Beschäftigung wird erhöht, wenn das erwartete Grenzprodukt über den zu zahlenden Lohn hinausgeht; die Produktion eines Gutes wird ausgedehnt, wenn in der nächsten Zeit ein höherer relativer Preis erzielt werden kann usw. Die Hypothese rationaler Erwartungen besagt nichts anderes, als daß die Wirtschaftssubjekte ihre begrenzte Information bestmöglich für die Prognose nutzen. Formal bedeutet dies, sie bilden unter Kenntnis der zugrundeliegenden Wahrscheinlichkeitsverteilung den mathematischen Erwartungswert für eine Variable. So wie die Hypothese von Muth (1961) formuliert wurde, ist sie eine konsistente Ergänzung zu den in der ökonomischen Theorie üblichen Annahmen des rationalen Verhaltens.³

¹ Zudem weisen hohe Budgetdefizite, wie in den siebziger Jahren realisiert, in den keynesianischen Modellen die gleiche Wirkungsrichtung, nämlich höhere Beschäftigung, auf.

² Lucas (1981a), S. 560.

³ "The imposition in a model of rational expectations is nothing but the application of this equilibrium concept to stochastic models." Wallace (1976), S. 26.

Es ist möglich, daß bei der Prognose wichtiger Variablen Fehler gemacht werden. Abweichungen von erwarteten und tatsächlichen Werten führen zu Mengenreaktionen. Steigt beispielsweise der relative Preis eines Gutes stärker als erwartet, wird die Produktion zusätzlich ausgedehnt. Die REH schließt aber aus, daß solche Fehler in systematischer Weise auftreten. Denn die Wirtschaftssubjekte werden aus den Fehleinschätzungen lernen, so daß der Erwartungsfehler nicht über längere Zeit nur positiv oder nur negativ sein kann. Denn solche Fehler sind gewinnmindernd, und es lohnt sich bzw. es ist für das Bestehen gegen die Konkurrenz notwendig, die Informationsbasis zu verbessern. Jede alternative Hypothese, die solche systematischen Fehler unterstellt, impliziert Gewinnmöglichkeiten, die von den Marktteilnehmern nicht ausgenutzt werden.¹ Die Hypothese adaptiver Inflationserwartungen beispielsweise enthält die Möglichkeit beliebig hoher Realeinkommenszuwächse, wenn die inflatorischen Effekte der Geldpolitik permanent unterschätzt werden.² Die REH läßt dies nicht zu. Man kann diese Annahme auch so interpretieren: Die Wirtschaftseinheiten verfügen (implizit oder explizit) über eine Schätzgleichung für die für sie relevante Variable. Die Fehler dieser Gleichung können aufgrund des üblichen Schätzverfahrens nie permanent positiv oder negativ sein, und jede Systematik bei den Fehlern (z.B. Autokorrelationen usw.) kann beseitigt werden. Genau dies ist gemeint mit der effizienten Nutzung der Informationen.³ Man mag bezweifeln, daß diese Effizienz hundertprozentig gilt. Aber jede andere Annahme - zwanzig oder fünfzig Prozent Effizienz - wäre ebenso schwierig als "realistisch" zu verteidigen, bedeutet sie doch die anhaltende Existenz unausgenutzter Gewinne. Warum sollte man

¹ Die REH schließt damit auch aus, daß sich an interdependenten Märkten (z.B. Finanz- und Devisenmärkten) unterschiedliche Inflationserwartungen in den Preisen etablieren.

² Lucas (1972).

³ Es wird unterstellt, daß nur (im Sinne des zugrundeliegenden Modells) relevante Informationen verarbeitet werden und daß die zusätzlichen Kosten dabei den zusätzlichen Ertrag nicht überschreiten.

- so die Vertreter der REH - nicht unterstellen, daß Investoren, die ihr eigenes Geld riskieren, versuchen, jede neue Information so zu verarbeiten, daß ihre Prognose besser wird?¹

Jede Annahme, die einer Theorie zugrundeliegt, ist künstlich.² Für die zweite Arbeitshypothese der neuen klassischen Makromodelle gilt dies ebenfalls: Die Wirtschaftseinheiten handeln in ihrem eigenen Interesse ("Nutzenmaximierung"), und die Märkte befinden sich stets im Gleichgewicht. Diese Annahme steht im Gegensatz zur Keynes'schen Ungleichgewichtstheorie ("involuntary unemployment"³). Den Realitätsgehalt beider Modellannahmen kann man nicht direkt prüfen, denn man kann nicht beobachten, ob sich Märkte im Gleichgewicht befinden, ob Investoren ihren Gewinn maximieren wollen, ob Informationen effizient genutzt werden oder nicht. Entscheidend für die Beurteilung der Relevanz ist, ob die Implikationen der einzelnen Modelle einem empirischen Test standhalten.

Es gibt Belege dafür, daß die Keynesianer die Hypothese rationaler Erwartungen oder die Hypothese der natural rate "akzeptieren"⁴. Jedoch sind die Konsequenzen daraus in ihren Modellen oder Politikempfehlungen nicht erkennbar. Dies wird von den Vertretern der REH kritisiert: "Here we have Model A, that makes a particular prediction. We have Model B, that makes a

¹ Analog zu Wissenschaftlern, die im permanenten Lernprozeß stehen und stets versuchen, bessere Prognosen zu machen als "die Konkurrenz".

² Für die in der Mikrotheorie übliche Annahme "vollkommener Konkurrenz" trifft das natürlich auch zu. Sie ist eben nur sinnvoll, um bestimmte Fragestellungen relativ einfach behandeln zu können. Sie erhebt nicht den Anspruch, ein genaues Abbild der Realität zu sein. Vgl. dazu die Diskussion bei Friedman (1953).

³ Z.B. Keynes (1936), S. 15. - Daraus entwickelten "die Keynesianer" Begriffe wie Unterbeschäftigung, GNP-gap, non-inflationary rate of unemployment, die für die Orientierung der Wirtschaftspolitik zentral waren und zum Teil noch heute sind. Zur Kritik an diesen Konzepten siehe Lucas (1978).

⁴ Tobin (1980), S. 39: "Most Keynesian economists accepted the thrust of the Phelps-Friedman analysis...".

strikingly different prediction concerning the same event. The event occurs, and Model B proves more accurate. A proponent of Model A concludes: 'Alright, I "accept" Model B, too'. Consensus economics may be a wonderful thing, but there are laws of logic which must be obeyed however eclectically one may be inclined. These models gave different predictions about the same event because their underlying assumptions are mutually inconsistent."¹

Die keynesianischen Modelle und die neuen klassischen Makromodelle sind unvereinbar, weil ihre Implikationen vollkommen unterschiedlich sind. Die beiden wichtigsten Thesen der neuen klassischen Makromodelle sind:

1. Die existierenden keynesianischen Makromodelle (oder ähnliche Modelltypen, die nicht rationale Erwartungen unterstellen) eignen sich entgegen ihrem Anspruch nicht dafür, den Wirtschaftsablauf unter alternativen wirtschaftspolitischen Rahmenbedingungen ("policy regime") zu simulieren. Dies gilt unabhängig davon, wie gut die Anpassung der Modelle in der Vergangenheit war.²
2. Keine aktivistische Geldpolitik - beispielsweise als Reaktionsfunktion formuliert - ist der konstanten Geldmengengericht überlegen hinsichtlich der Erreichung des Beschäftigungsziels.³

Die Relevanz dieser beiden Thesen soll im folgenden beschrieben werden, und zwar anhand von Beispielen, die noch nicht empirische Tests darstellen, sondern analytisch bzw. mit Plausibilitätsüberlegungen die Diskrepanz zwischen der REH und alternativen Annahmen demonstrieren.

¹ Lucas (1981a), S. 560/561.

² Dies ist die "critique of policy-evaluation", die vor allem von Lucas (1976) vorgebracht wurde.

³ Diese Schlußfolgerung ist nicht neu. "This must have been a disappointment to those ... who believed that rational expectations imply an entirely new point of view on policy...". Lucas (1981b), S. 17.

2. Simulationen mit adaptiven und rationalen Erwartungen

Anderson (1978) führt eine Simulationsrechnung mit dem St. Louis-Modell durch, um die Unvereinbarkeit der REH mit der Hypothese adaptiver Erwartungen aufzuzeigen. Dieses Modell wird nicht deshalb verwendet, weil es besonders typische keynesianische Eigenschaften hat¹, sondern weil es für die Fragestellung leichter zu handhaben ist als alternative Systeme mit über einhundert Gleichungen.² Prinzipiell - so will Anderson demonstrieren - weist es die gleichen Unzulänglichkeiten auf wie jene Modelle, wenn es um Simulationen geht. Die Schätzgleichungen für den Zusammenhang zwischen Geldmenge, Preisniveau, Preiserwartungen und Arbeitslosigkeit werden für die Untersuchung folgender Frage benutzt: Wie würden sich Inflationsrate und Arbeitslosenquote entwickeln, wenn die Geldmengenexpansionsrate zwischen 1960 und 1963 (= 16 Quartale) 8 vH beträgt?

Die Simulation mit dem Modell ergibt eine perfekte Phillips-Kurve: Die Kombination von 6 vH Arbeitslosenquote und 2 vH Inflationsrate (1. Quartal 1960) entwickelt sich allmählich zu einer Arbeitslosenquote von weniger als 2 vH und einer Inflationsrate von 12 vH (4. Quartal 1963). Der reale Effekt, also die Abnahme der Arbeitslosigkeit, beruht auf einem Irrtum bei der erwarteten Inflationsrate, die in dem Modell adaptiv geschätzt wird. Der Prognosefehler, also die Differenz zwischen der Inflationsrate, die das Modell schätzt und der Rate, die die Wirtschaftssubjekte modellgemäß erwarten, hat folgenden Verlauf (gemessen als Jahresrate):³

¹ Tatsächlich wird es von den Autoren als monetaristisch beschrieben.

² Aus dem gleichen Grund beziehen sich auch Granger, Newbold (1977, S. 202ff.) auf dieses Modell, um die Gefahr der "spurious regressions" zu demonstrieren, obwohl diese nicht nur für dieses Modell gilt.

³ Der Grund für die Abweichungen liegt nicht darin, daß die Gleichung des Modells, mit der die erwartete Inflationsrate geschätzt wird, eine schlechte Anpassung an die Daten aufweist.

Erwartete minus tatsächliche Inflationsrate im St. Louis-Modell
(nach Anderson (1978))

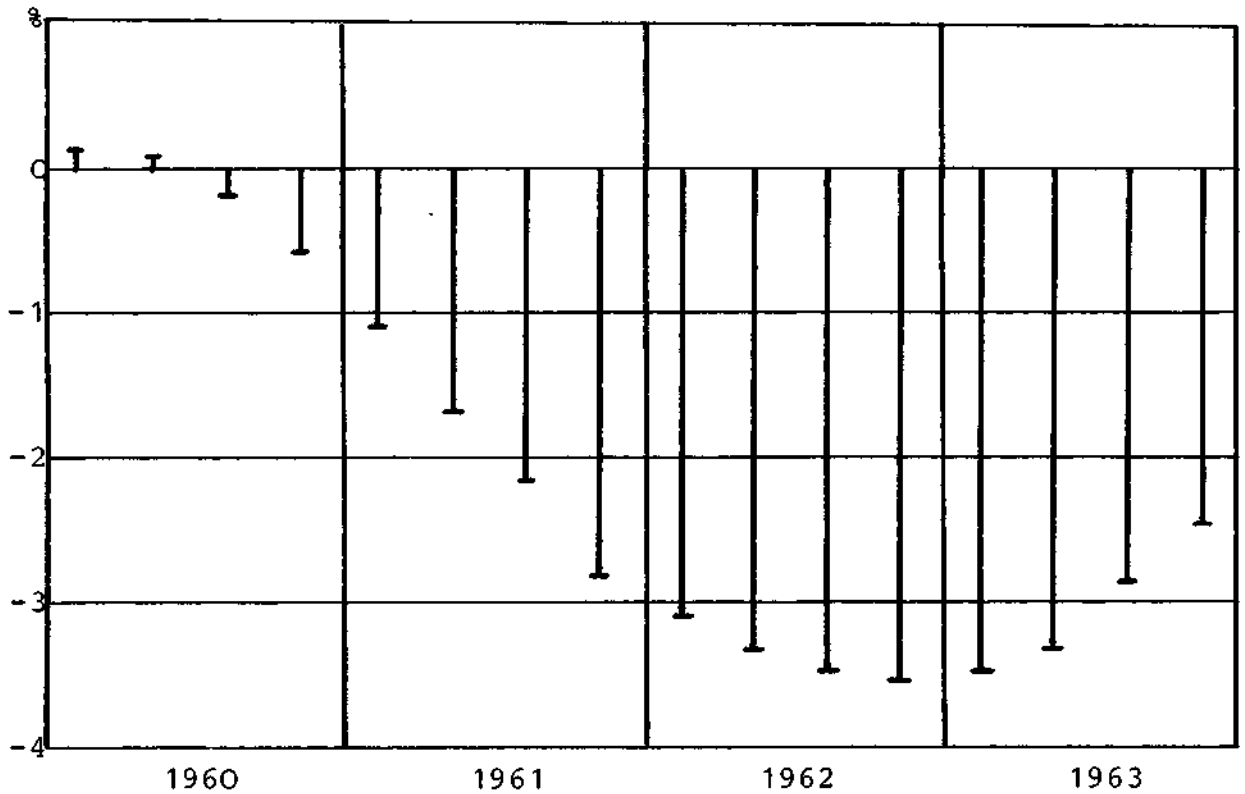


Abb. I.1.

Die Inflationsrate wird also für die Dauer des Experiments erheblich unterschätzt. Zum Beispiel betrug der Prognosefehler Ende 1962 etwa 3,5 vH. Dennoch prognostizieren die Wirtschaftssubjekte nach dieser Simulation für das erste Quartal 1963 eine Inflationsrate, die unter der des vorangegangenen Quartals liegt und machen erneut einen Fehler in etwa der gleichen Größenordnung. Die Wirtschaftssubjekte lernen unter dieser Erwartungshypothese sehr langsam.¹ Dieses Ergebnis widerspricht der REH (und letztlich auch der monetaristischen Argumentation).

¹ Dieses Ergebnis ist unabhängig vom Zeitraum für die Simulation. Ähnliche Ergebnisse finden sich auch bei einem Mitbegründer des Modells, nämlich Carlson (1978), für die siebziger bzw. achtziger Jahre.

Wie groß diese Diskrepanz ist, zeigt die Alternativrechnung für dieselbe Periode. Nur wird jetzt die REH unterstellt, und zwar wird sie so gehandhabt, daß die Prognose für die Inflationsrate dem entspricht, was die Preisgleichung des Modells aufgrund der vorgegebenen Geldpolitik ergibt.¹ Das Ergebnis ist hier völlig anders: Der trade-off ist marginal, die Arbeitslosenquote nimmt bereits nach der Hälfte der Simulationsperiode wieder zu. Am Ende ist sie fast so hoch wie am Ausgangspunkt, die Inflationsrate liegt bei etwa 7 vH.

Dieses Beispiel soll nicht beweisen, daß Erwartungen rational sind. Es soll vielmehr die Diskrepanz aufzeigen, die sich bei Simulationen mit den beiden unterschiedlichen Ansätzen ergibt. Sie ist so groß, daß die Annahmen rationaler und adaptiver Erwartungen unvereinbar erscheinen. "The problem is that when simulating the effects of a policy which is much different from experience, economists must choose. They can assume (as standard simulation techniques do) that people will stick to the same forecast rules as before and thus accept high, persistent forecast errors. Or they can assume (as the rational expectations technique does) that people's forecast errors will remain roughly the same as before and they will adjust whatever forecast rules they use in a roughly correct way."²

- Es verdeutlicht die Richtung der Lucas-Kritik an der Praxis der Simulationsrechnungen. Danach sind solche Analysen nur dann sinnvoll, wenn die Politik konstant bleibt. Nur dann sind die Koeffizienten der reduzierten Form brauchbar, weil die Annahme der Konstanz der geschätzten Koeffizienten nicht verletzt sein dürfte: "... our ability as economists to predict

¹ Dies ist eine mögliche Interpretation der REH: Jedes Modell muß die Möglichkeit zulassen, daß die Wirtschaftssubjekte "so schlau" sind wie das Modell selbst, bzw. daß sie nicht systematisch schlechter prognostizieren. Oder: Die REH besagt, daß die Wirtschaftseinheiten ihre Erwartungen in Kenntnis der "richtigen" ökonomischen Theorie bilden. Jedes Modell nimmt für sich in Anspruch, die "wahren" Zusammenhänge abzubilden. Daher ist es zulässig anzunehmen, daß alle dieses Modell kennen und danach handeln.

² Anderson (1978), S. 8.

the responses of agents rests, in situations where expectations about the future matter, on our understanding of the stochastic environment agents believe themselves to be operating in. In practice, this limits the class of policies the consequences of which we can hope to assess in advance to policies generated by fixed, well understood, relatively permanent rules (or functions relating policy actions taken to the state of the economy)."¹ - Übertragen auf das vorgeführte Beispiel des St. Louis-Modells heißt dies, daß allenfalls Simulationen entlang einer einzigen empirisch geschätzten Phillips-Kurve möglich sind und dabei die Politik nicht anders ist als in der Vergangenheit, wobei die Konstanz der Politik zu verstehen ist als konstante Reaktionsfunktion, konstante Variabilität der Politik usw. (= Konstanz des policy regime). Die Vorschläge, die aus den keynesianischen Modellen abgeleitet wurden, implizierten aber letztlich meist eine Änderung des policy regime.

3. Bedeutung eines sich ändernden policy regime

Wie wichtig es ist, die eigentlichen strukturellen Koeffizienten zu identifizieren, läßt sich formal an einem Beispiel erläutern.² Es sei folgendes Modell für den Zusammenhang zwischen der Geldmenge (m) und dem Preisniveau (p)³ unterstellt:

$$(I.1) \quad m_t - p_t = -(E_t p_{t+1} - p_t) + u_t$$

$$(I.2) \quad m_t = \alpha \cdot m_{t-1} + v_t$$

Gleichung (I.1) ist eine Version der Cagan'schen Geldnachfragefunktion: Die reale Geldmenge ($m-p$) ist eine Funktion der er-

¹ Lucas (1980), S. 205.

² Vgl. Turner, Whiteman (1981).

³ m und p sind jeweils Logarithmen der entsprechenden Variablen.

warteten Inflationsrate ($E_t p_{t+1}$ ist das zum Zeitpunkt t erwartete Preisniveau in der Periode $t+1$). Die zweite Gleichung beschreibt die Regel für die Geldpolitik: Die Geldmenge der Periode t steht in fester Relation zur Geldmenge in $t-1$. Die Störvariablen u_t bzw. v_t haben die üblichen Eigenschaften. Sie drücken aus, daß keine vollkommene Sicherheit hinsichtlich der Realisierung der Beobachtungen bestehen kann. Aus dem System läßt sich das Preisniveau prognostizieren, wenn man eine Hypothese bezüglich der Erwartungsbildung einführt. Sind die Erwartungen rational, so bilden die Wirtschaftssubjekte die Prognose entsprechend der zugrundeliegenden Theorie, also mit dem System (1) und (2). Dies impliziert, daß sie jeden Wechsel in der Geldmengenregel erkennen und entsprechend ihre Erwartung bezüglich des Preisniveaus ändern. Mit der REH wird somit eine spezifische Restriktion für die Modellösung eingeführt. Das Preisniveau ergibt sich dann aus:

$$(I.3) \quad p_t = \frac{1}{2-\alpha} \cdot m_t - \frac{1}{2} \cdot u_t \quad \text{bzw.}$$

$$(I.4) \quad p_t = \frac{\alpha}{2-\alpha} \cdot m_{t-1} + \frac{1}{2-\alpha} \cdot v_t - \frac{1}{2} \cdot u_t$$

Die Koeffizienten der Geldmenge in den Schätzgleichungen hängen also im Falle der REH von der Geldmengenregel ab. Steigt α , d.h. nimmt die Geldmenge stärker zu als zuvor, wird auch ein der Gleichung (4) entsprechendes, höheres Preisniveau realisiert.

Verwendet man hingegen nur die reduzierte Form, um den Zusammenhang zwischen Preisniveau und Geldmenge abzubilden - dies ist das Vorgehen bei der "traditionellen" Analyse¹-, erhält man:

$$(I.5) \quad p_t = \theta \cdot m_t - \frac{1}{2} \cdot u_t \quad \text{bzw.}$$

$$(I.6) \quad p_t = \theta \cdot \alpha \cdot m_{t-1} + \theta \cdot v_t - \frac{1}{2} \cdot u_t$$

¹ Turner, Whiteman (1981), S. 9.

Der Parameter θ wird üblicherweise als konstant angenommen. Sind aber die Erwartungen rational, macht man einen Fehler, wenn man die Konstanz auch für Simulationen unterstellt, denn tatsächlich ist der Koeffizient θ gleich $1/(2-\alpha)$. Dies bleibt folglich so lange ohne Konsequenzen, wie das policy regime, repräsentiert durch den strukturellen Koeffizienten α , konstant ist.

In Simulationsrechnungen wird aber eben eine solche Änderung angestrebt. Man gibt sich beispielsweise vor, in der Periode $t+k$ ein bestimmtes Preisniveau (p_{t+k}) zu erreichen. Aus der Gleichung (6) läßt sich die neue Geldmengenregel eindeutig ableiten. Der Pfad des Preisniveaus für den Simulationszeitraum t bis $t+k$ wird aber dann falsch eingeschätzt, wenn die Erwartungen rational sind. Man erreicht nicht das vorgegebene Ziel des Wertes für p_{t+k} , weil die "cross-equation restrictions" verletzt sind und der zuvor geschätzte Koeffizient θ nicht der "wahre" Wert ist.¹ Dieser Unterschied zwischen dem Pfad der Simulationsrechnung und dem der sich nach der REH ergibt, ist so groß, daß man ihn nicht übergehen kann mit dem Hinweis auf die Konfidenzintervalle. Denn, so zeigen Turner und Whiteman, die Konfidenzintervalle brauchen sich nicht einmal zu überschneiden.

Diese theoretische Argumentation verdeutlicht auch, daß ein empirischer Test zwischen den unterschiedlichen Modellen möglich ist, wenn es tatsächlich eine Änderung im policy regime gibt. Die Definitionen des policy regime sind vielschichtig. Zum Beispiel kann ein Anstieg der Varianz der Geldpolitik bedeuten, daß eine zusätzliche einprozentige Ausdehnung der Geldmenge das Realeinkommen weniger erhöht als bei niedriger

¹ "Without knowledge as to which structural parameters remain invariant as policy changes, and which change (and how), an econometric model is of no value in assessing alternative policies. It should be clear that this is true regardless of how well (3) and (4) [=general system of reduced form equations, J.S.] fit historical data, or how well they perform in unconditional forecasting." - Lucas, Sargent (1978), S. 52.

Varianz. Dies ist die Lucas-Hypothese der Phillips-Kurve.¹ Eine weitere testbare Hypothese bezieht sich auf die Reaktionsfunktion der Notenbank. Wenn diese sich im Zeitablauf ändert, kann man prüfen, welches die Koeffizienten sind, die im gesamten Zeitraum konstant bleiben. Neftci und Sargent führen einen solchen Test für die USA durch, der zugunsten der REH ausfällt.²

Eine wichtige Implikation dieses Ergebnisses ist, daß bei der Stabilisierung des Realeinkommens eine antizyklische Politik einer Politik mit konstanter Geldmengenregel à la Simons und Friedman nicht überlegen ist: "... the theory [=REH, J.S.] predicts that there is no way that the monetary authority can follow a systematic activist policy and achieve a rate of output that is on average higher over the business cycle than what would occur if it simply adopted a no-feedback, X-percent rule ... For the theory predicts that aggregate output is a function of current and past unexpected changes in the money supply. Output will be high only when the money supply is and has been higher than it had been expected to be, i.e., higher than average. There is simply no way that on average over the whole business cycle the money supply can be higher than average."³

Die Vertreter der neuen klassischen Makromodelle entwickeln somit wichtige Argumente für eine stetige Geldpolitik und burden den Aktivisten die Beweislast für den Erfolg der keynesianischen Stabilitätspolitik auf: "To be able to conduct a countercyclical policy, there must be systematic deviations from rational expectations which the monetary authority somehow knows about and can predict."⁴

¹ Lucas (1973). Die empirischen Tests dieser Theorie werden im folgenden Abschnitt genauer erläutert; sie wird dann auch für die Bundesrepublik überprüft.

² Neftci, Sargent (1978). Dieses Vorgehen wird unten noch genauer beschrieben, wenn es auf die Bundesrepublik angewendet wird.

³ Lucas, Sargent (1978), S. 60/1.

⁴ Sargent, Wallace (1976), S. 180.

II. Einige empirische Untersuchungen zur Hypothese rationaler Erwartungen

Das Lucas-Modell¹ will erklären, daß der trade-off der Phillips-Kurve nicht konstant ist. Es geht von der Annahme aus, daß mehrere Produzenten ein identisches Gut auf verschiedenen Märkten anbieten. Die Nachfrage nach diesem Gut ist nicht gleichmäßig verteilt, so daß die Preise von Markt zu Markt unterschiedlich sein können. Die für die laufende Periode geplante Produktion richtet sich für jeden Anbieter nach dem erwarteten relativen Preis, der sich jetzt erzielen läßt. Diese Erwartung bildet er in Kenntnis aller relativen Preise (bzw. des Gesamtpreisniveaus) der Vergangenheit. Kommt es nun zu einem Nachfrageschock, d.h. kann er beispielsweise einen höheren Preis erzielen als erwartet, wird er seine Produktion ausdehnen. Er kann jedoch in dieser Periode, in der die Entscheidung über die Produktionsänderung fallen muß, nicht erkennen, ob sich der Preis tatsächlich zu seinen Gunsten ändert, oder ob es sich um einen Anstieg des Gesamtpreisniveaus handelt (= relative-aggregate confusion). Denn die Preise auf anderen Märkten kann er nicht beobachten.² Wie stark er seine Produktion erhöht, hängt nun von seinen Erfahrungswerten ab: Hat es in der Vergangenheit schon häufig solche Nachfrageänderungen gegeben, die nur die Gesamtwirtschaft betrafen, oder gingen solche Änderungen hauptsächlich auf Verschiebungen der relativen Nachfrage zurück? Daraus folgt in diesem Modell: Die Produktions-erhöhung in der Gesamtwirtschaft wird nach einem Anstieg der Gesamtnachfrage umso höher ausfallen, je größer in der Vergangenheit die Varianz der relativen Preise im Vergleich zur Varianz der nominalen Gesamtnachfrage war, d.h. häufige Schwankungen der Gesamtnachfrage lassen den Anbieter vermuten, daß die Preisänderung mit hoher Wahrscheinlichkeit keine relative Preisänderung zu seinen Gunsten ist.

¹ Vgl. Lucas (1973).

² Diese sehr einschränkende Annahme, daß die Anbieter jeweils nur einen Marktpreis kennen, wird von Cukierman (1979) aufgehoben. Das Ergebnis des Lucas-Modells bleibt aber der Richtung nach erhalten, solange Kenntnis über alle Märkte fehlt. - Barro (1981, S. 46f.) gesteht, daß diese Konstruktion der unvollständigen Information a priori unbefriedigend ist ("shortcoming of this type of theory").

Der empirische Test bei Lucas besteht nun darin, Länder mit unterschiedlich hoher Varianz in der monetären Gesamtnachfrage zu finden. Von den 18 untersuchten Ländern weisen 16 eine niedrige Varianz auf (größtenteils westliche Industrieländer) und zwei eine extrem hohe Varianz (Argentinien und Paraguay). In der Tat findet er, daß der trade-off in den stabilen Ländern sehr viel höher ist als in den beiden anderen, wo er fast Null ist. Eine Korrelation zwischen entsprechenden Variablen der übrigen 16 Länder läßt sich jedoch nicht feststellen. Das Ergebnis wird bestätigt durch Alberro (1981), der eine Querschnittsanalyse für insgesamt 50 Länder mit der gleichen Methode durchführt. Es ergibt sich für Länder mit hoher Variabilität der Nachfrage eine vertikale Phillips-Kurve.

Barro (1976) leitet die Phillips-Kurve in ähnlicher Weise ab wie Lucas, jedoch in Abhängigkeit von der Varianz der Geldmenge: Je höher diese Varianz, desto geringer ist der trade-off zwischen Inflation und Arbeitslosigkeit. Wenn die Geldmengenexpansion in einem Land A in der Vergangenheit recht unstabil war und Veränderungen zwischen z.B. 10 und 30 vH aufwies, wird eine Erhöhung von 20 auf 25 vH weniger Produktionsänderung bewirken als in Land B, in dem nur Schwankungen zwischen 2 und 10 vH auftraten und die Geldmenge statt um 2 nun um 7 vH ausgedehnt wird. Je niedriger die Varianz ist, desto größer ist die Überraschung bei einer gleich großen Änderung der Politik. Abweichungen des Realeinkommens vom Trend werden also nur durch unerwartete Geldmengenänderungen induziert.

Empirische Untersuchungen zu dieser Hypothese wurden zuerst von Barro durchgeführt, und zwar für die Vereinigten Staaten.¹ Dabei wird die erwartete Geldmenge aus einer Verhaltensfunktion der Zentralbank abgeleitet, wie Barro sie postuliert: Veränderungen der Arbeitslosenquote, der Staatsausgaben und andere Variablen sind danach die Faktoren, die die Geldpolitik bestimmen. Die REH unterstellt nun, daß auch den Wirtschaftssubjekten dieses Verhalten der geldpolitischen Instanzen bekannt

¹ Barro (1977, 1978).

ist und sie ihre Erwartungen entsprechend dieser Gleichung bilden. Die unerwartete Geldmengenexpansion ergibt sich aus der Differenz zwischen tatsächlicher und erwarteter Geldmenge. Diese Größe des geldpolitischen Schocks erklärt die zyklische Entwicklung des realen Sozialprodukts und der Arbeitslosenquote erheblich besser als die tatsächliche Geldmenge.¹ Untersuchungen dieser Art sind auch für andere Länder mit ähnlichen Ergebnissen durchgeführt worden.²

Der schon erwähnte Test bei Neftci und Sargent (1978) enthält Schätzungen für eine relativ einfache Reaktionsfunktion der Geldpolitik: Die Geldmenge in der Periode t hängt ab von verzögerten Werten der Geldmenge und des Realeinkommens.³ Sie finden zwei Subperioden, zwischen denen sich die Koeffizienten ändern. Wird nun die REH unterstellt, behauptet man, daß sich die Wirtschaftseinheiten bei der Prognose der zukünftigen Geldpolitik nach diesen unterschiedlichen Funktionen richten, da sie die Änderung des policy regime erkannt haben.⁴ In diesem Test wird dann das Realeinkommen einmal erklärt durch die verzögerten Werte der tatsächlichen Geldmenge (übliche Analyse der policy-evaluation) und alternativ durch die neugewonnene Zeitreihe der unerwarteten Geldmenge, also der Differenz zwischen der tatsächlichen und der mit der Reaktionsfunktion geschätzten Geldmenge (REH). Es wird geprüft, welche der Alternativen im Zeitablauf konstante Koeffizienten aufweist. Die Hypothese, daß sich die Koeffizienten in dem System mit der tatsächlichen Geldmenge in den betrachteten Subperioden nicht ändern, kann mit sehr viel höherer Wahrscheinlichkeit verworfen werden als die der REH, die konstante Koeffizienten für

¹ Der Einfluß der tatsächlichen Geldmenge ist nicht signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 vH. Dies deckt sich mit den Ergebnissen des Modells bei Sargent (1976a): Die Geldmenge ist nicht kausal (im Sinne von Granger) in Bezug auf die Arbeitslosenquote.

² So z.B. bei Attfield, Demery, Duck (1981) für Großbritannien.

³ Reales Sozialprodukt bzw. Industrieproduktion.

⁴ Diesem Vorgehen liegt die sicherlich sehr strenge Annahme zugrunde, daß der Wechsel im policy regime abrupt erfolgt und zudem sofort erkannt wird. Die Art des Tests läßt aber keine Alternativen zu. (Es wäre beispielsweise möglich, eine allmähliche Änderung durch Kalman-Filter Modelle zu identifizieren.)

die unerwartete Geldmenge postuliert. Diese Evidenz ("a little bit of evidence on the natural rate hypothesis") unterstützt die Vermutung der REH, daß die Koeffizienten des geldpolitischen Schocks eher die "wahren" strukturellen Parameter darstellen als die Alternative.

III. Tests für die Bundesrepublik Deutschland

In diesem Abschnitt werden einige mit der REH kompatible Hypothesen überprüft. Hier soll der Zusammenhang zwischen der Geldmenge M1 und der realen Inlandsnachfrage untersucht werden. Die Auswahl fiel auf diese beiden Reihen, weil erstens dieses Geldmengenaggregat sich als bester Erklärungsfaktor für die Einkommensgrößen erwiesen hat¹, und zweitens die Beziehungen zur Inlandsnachfrage plausibler sind als die zum Sozialprodukt.²

1. Zur Lucas-Hypothese

Die unter II. beschriebene Lucas-Hypothese ist bisher in internationalen Querschnittsvergleichen getestet worden. Länder mit hoher Variabilität der nominalen Nachfrage weisen einen signifikant niedrigeren trade-off bei der Phillips-Kurve auf als Länder mit relativ stabiler Nachfrageentwicklung. Ist diese Aussage auch auf den Wirtschaftsablauf eines Landes übertragbar? Hat es konkret in der Bundesrepublik Phasen ausgeprägt unterschiedlicher Variabilität der nominalen Impulse gegeben, die einen solchen Test zulassen?³

1 a) Analyse mit Zyklenvergleichen

Die oben formulierte Hypothese läßt sich wie folgt konkretisieren: Der Anstieg der realen Inlandsausgaben als Folge einer einprozentigen Erhöhung der Geldmengenexpansionsrate ist umso

¹ Vgl. die Kausalitätstests bei Scheide (1982).

² Es kann angenommen werden, daß ein nicht unerheblicher Teil der Variabilität des Sozialprodukts durch die Exportdynamik erklärt wird. Diese schlägt sich in der Inlandsnachfrage nicht unmittelbar nieder.

³ Unter nominalen Impulsen wird - wie in der ganzen Arbeit unterstellt - die Geldpolitik verstanden. Dies ist also die Lucas-Hypothese, wie sie von Barro (1976) formuliert wurde.

niedriger, je höher die Varianz der Geldpolitik ist. Diese These soll zunächst anhand von Zyklenvergleichen geprüft werden. Dazu werden Auf- und Abschwünge der realen Inlandsnachfrage identifiziert, und zwar vom geringsten Wert der Zuwachsrates (im Vorjahrsvergleich) bis zum höchsten und umgekehrt. Es wird dann die Differenz der Zuwachsrates betrachtet. Der Vorjahrsvergleich wird allein deshalb verwendet, um Schwierigkeiten mit der Saisonbereinigung zu vermeiden. Für die Zeit von 1962 bis 1980 lassen sich so - anhand von Quartalsdaten - 11 unterschiedlich lange Phasen identifizieren (sechs Abschwünge, fünf Aufschwünge). Diesen werden entsprechende Phasen der Geldmengenentwicklung mit einem Lead von zwei Quartalen zugeordnet, die jeweils die gleiche Länge aufweisen¹, sodaß Normierungsprobleme vermieden werden.

Tabelle III.1: Zyklen für die reale Inlandsnachfrage und die Geldmenge M1 1961 bis 1980^a

Phase	Reale Inlandsnachfrage		Geldmenge M1		Elastizität ^c
	Zeit	Änderung ^b	Änderung ^b	Zeit	
1	62/2-63/4	-3,5	-6,0	61/4-63/2	0,58
2	63/4-65/2	+5,4	+1,7	63/2-64/4	3,18
3	65/2-67/2	-13,0	-6,8	64/4-66/4	1,91
4	67/2-69/4	+14,6	+6,8	66/4-69/2	2,15
5	69/4-71/2	-7,0	-1,7	69/2-70/4	4,12
6	71/2-73/1	+2,0	+7,2	70/4-72/3	0,28
7	73/1-74/4	-8,2	-10,6	72/3-74/2	0,77
8	74/4-76/2	+8,7	+12,2	74/2-75/4	0,71
9	76/2-78/1	-3,7	-7,1	75/4-77/3	0,52
10	78/1-79/2	+4,5	+5,2	77/3-78/4	0,87
11	79/2-80/4	-7,1	-12,0	78/4-80/2	0,59

^a Gemessen an der Veränderungsrate gegenüber dem Vorjahr.

^b Änderung der Zuwachsrates zwischen Anfangs- und Endquartal der jeweiligen Periode.

^c Definiert als Quotient aus den Werten für die Änderung der Zuwachsrates für die entsprechenden Perioden.

¹ Dies ist natürlich nicht immer angemessen, da der Zusammenhang nicht so streng ist. Die Umkehrpunkte liegen nur im Durchschnitt etwa um zwei Quartale auseinander, die eine oder andere Phase läßt sich ebensogut um ein oder zwei Quartale verschieben. Diese hier gewählte Vereinfachung ändert aber am Gesamtergebnis nur wenig.

Der Koeffizient in der letzten Spalte gibt an, wie groß der reale Effekt einer einprozentigen Änderung der Geldmengenexpansion in der jeweiligen Aufschwungs- oder Abschwungsphase war. So gemessen, ergibt sich auf den ersten Blick eine deutlich höhere Effizienz der Geldpolitik in den sechziger Jahren als in der folgenden Dekade.

Die Varianz der Geldpolitik ist nicht eindeutig definiert. Vor allem ist a priori nicht klar, über welchen Zeitraum sie berechnet werden soll. Wie viele Beobachtungen der Vergangenheit dürfte die Entscheidung der Wirtschaftssubjekte beeinflussen haben? Die Wahl fällt hier auf acht Quartale, so daß die Varianz definiert ist mit:

$$(III.1) \quad \text{VARM}_t = \frac{1}{7} \cdot \sum_{i=0}^7 (\hat{M}_{t-i} - \bar{M})^2,$$

wobei \hat{M}_t der Vorjahrsvergleich der Geldmenge M in der Periode t ist¹ und \bar{M} die durchschnittliche Zuwachsrate der jeweiligen acht Quartale. Die Wahl von acht Quartalen ist in gewisser Weise willkürlich. Aber zum einen soll vermieden werden, daß zu viele Daten verlorengehen.² Zum anderen jedoch, und dies ist ein guter Grund für diese Wahl, ergibt der autoregressive Prozeß für die Geldmenge M ein Optimum ungefähr bei dem Lag 8, ein Argument dafür, daß dies in etwa der Zeithorizont ist, der für die Erwartungen der Wirtschaftssubjekte eine Rolle spielt.³

Für die so gemessene Varianz ergibt sich folgende Entwicklung im Zeitablauf:

¹ Der Vorjahresvergleich wurde auch hier verwendet, um Probleme, die sich aus den Saisonbewegungen ergeben, zu vermeiden.

² Bei zwölf Quartalen hat die Varianz jedoch kaum einen anderen Verlauf, sodaß das Ergebnis nicht wesentlich verändert würde.

³ Je nach Schätzzeitraum ergibt sich das Optimum, wenn zwischen 6 und 12 verzögerte Werte berücksichtigt werden.

Die Varianz der Geldmengenexpansion 1960 - 1980

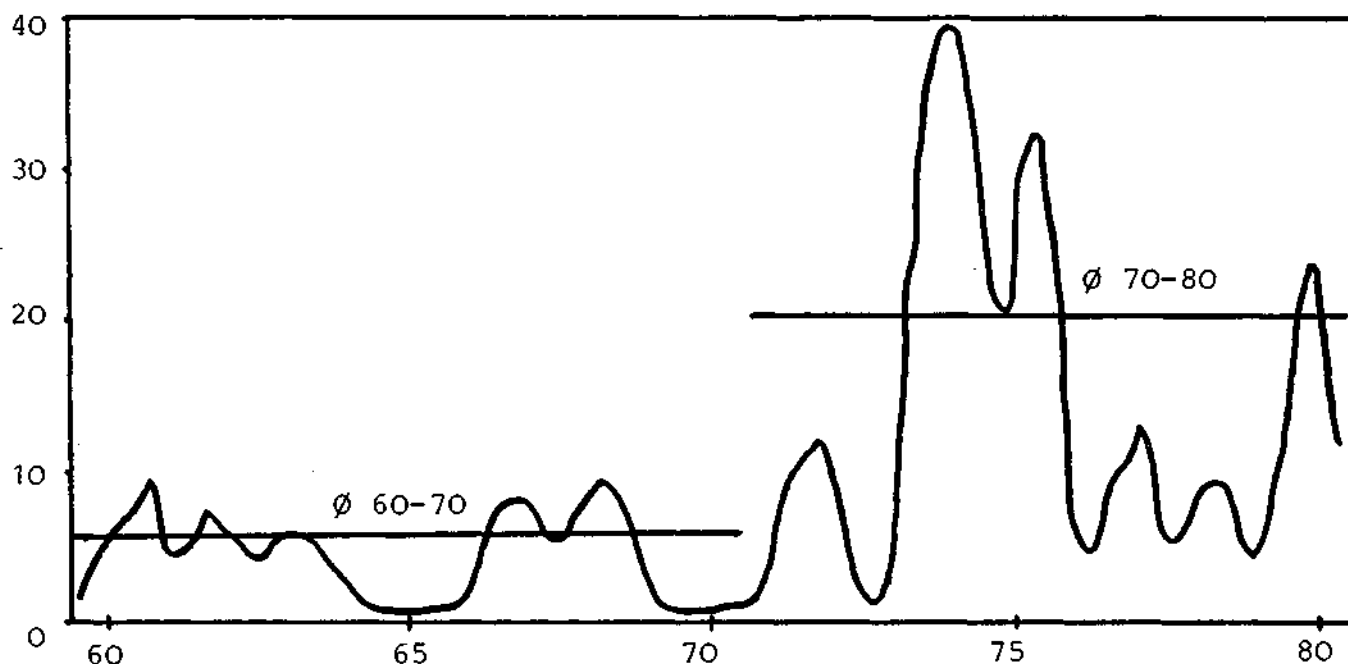


Abb. III.1

Das Bild läßt erkennen, daß die Varianz der Geldpolitik in den siebziger Jahren weitaus größer war als zuvor.¹ Sie weist ferner dem Zyklus entsprechende Bewegungen auf. Es liegt an der Konstruktion dieser Größe, daß sie bei jedem Kurswechsel der Geldpolitik, der einer relativ stetigen Expansion folgt, ansteigt. Deshalb werden für die Betrachtung hier längere Durchschnitte gebildet.

Der nächste Schritt ist nun die Gegenüberstellung der in der Tabelle III.1 errechneten Koeffizienten mit den durchschnittlichen Werten für die Varianz in der gleichen Zeit. Es ergibt sich folgender Zusammenhang:

¹ Die Einteilung in zwei Dekaden ist nur der Anschaulichkeit halber gewählt.

Realer Effekt und Varianz der Geldpolitik

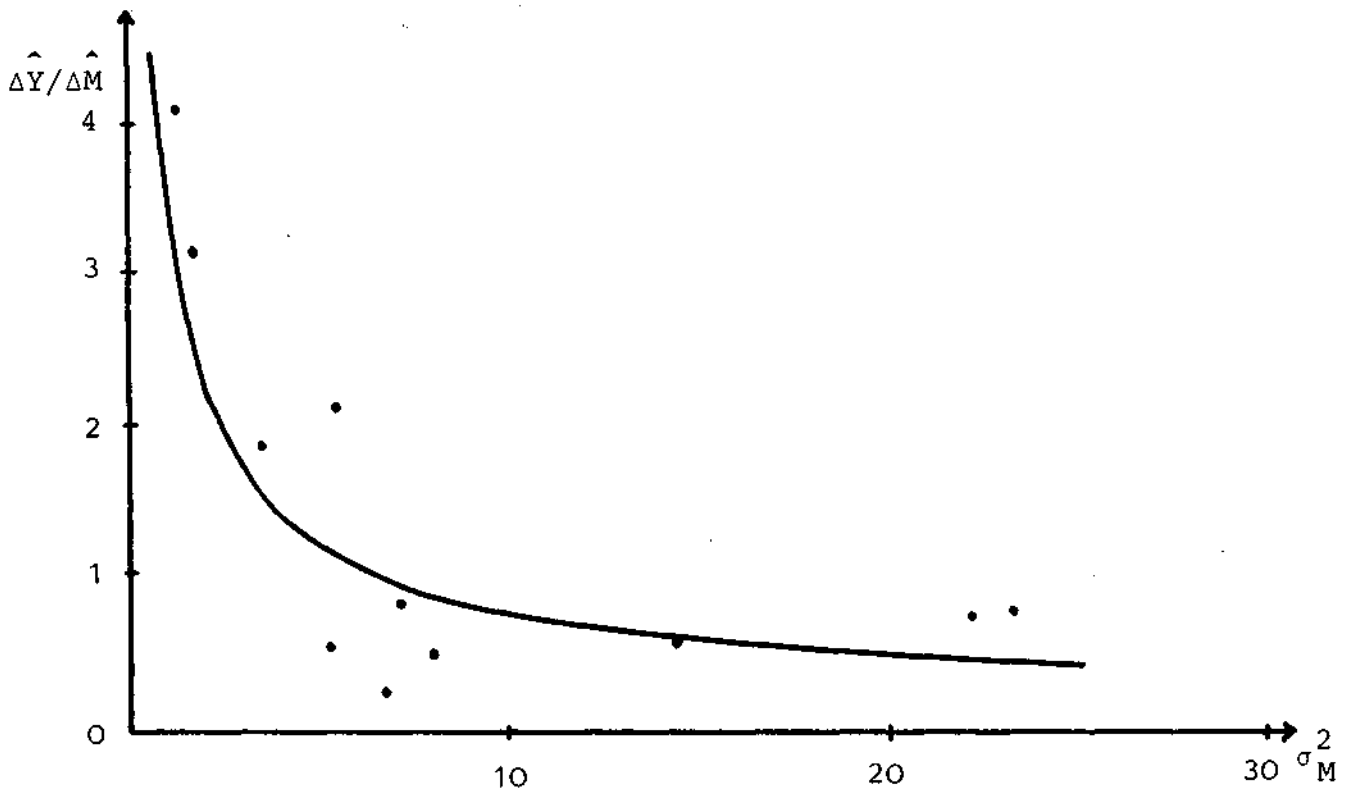


Abb. III.2

Die Korrelation zwischen dem realen Effekt der Geldpolitik - gemessen am Koeffizienten $\Delta Y / \Delta M$ - und der Varianz der Geldpolitik σ_M^2 ist eindeutig negativ.¹ Dieses Ergebnis spricht für die Hypothese, daß die Wirtschaftssubjekte bei größeren Schwankungen in der Geldmengenexpansionsrate weniger leicht zu überraschen sind, sie also - in der Argumentation des Lucas-Modells - einen größeren Teil der Nachfrageänderungen rein monetären Impulsen zuschreiben und weniger mit ihrer Produktion reagieren. Die Geldpolitik hat so gesehen in den siebziger Jahren gegenüber der vorausgegangenen Dekade an Effizienz verloren.²

¹ Die Schätzung der Regressionskoeffizienten einer Kurve vom Typ $y = a \cdot x^{-b}$ ergibt den Wert 3,6 für a und 0,67 für b. Obwohl die Anpassung bemerkenswert gut ist, soll nicht behauptet werden, daß diese Kurve für jeden Zyklus gilt. Immerhin läßt sich festhalten, daß es einen negativen Zusammenhang gibt, der auf den Unterschieden in den beiden Dekaden beruht.

² Der reale Effekt für die sechziger Jahre war im Durchschnitt etwa viermal so hoch wie in den siebziger Jahren, gleichzeitig nahm die Varianz der Geldmenge auf etwa das Dreifache zu.

1 b) Kausalitätstests

Es soll nun geprüft werden, ob der oben genannte vorläufige Befund einer strengeren Untersuchung standhält. Ist die Varianz der Geldpolitik ein kausaler Faktor für die Erklärung der realen Inlandsnachfrage?

Es soll zunächst kurz das methodische Vorgehen bei den Kausalitätstests beschrieben werden.¹ Das allgemeine System zur Überprüfung der Kausalitätsbeziehung zwischen zwei stationären Zeitreihen x und y lautet:²

$$(III.2) \quad y_t = c + \sum_i a_i y_{t-i} + \sum_j b_j x_{t-j}$$

$$(III.3) \quad x_t = d + \sum_l e_l y_{t-l} + \sum_k g_k x_{t-k}$$

Sind z.B. die Koeffizienten b_j insgesamt signifikant, wird der Schluß "x ist kausal für y" gezogen. Sind darüberhinaus die Koeffizienten e_l nicht von Null verschieden, ist x in Bezug auf y exogen. Anders als das o.g. Gleichungssystem, das in der Regel mit festen Lags und dem Signifikanzkriterium angewendet wird, ist das Schema, das von Hsiao (1981) entwickelt wurde. Es verbindet das Konzept der Granger causality mit dem Kriterium des "Final Prediction Error" (FPE) nach Akaike (1969). Der wesentliche Vorteil liegt nach Hsiao darin, daß die sonst übliche ad hoc-Vorgabe von festen Lags aufgegeben werden kann. Ferner verzichtet man bei diesem Schema darauf, ein festes Signifikanzniveau (z.B. 5 vH oder 10 vH) als Maßstab für das Vorliegen von Kausalität zu verwenden; beim FPE-Kriterium ist das Signifikanzniveau variabel.

¹ Ausführlicher ist es behandelt bei Scheide (1982).

² Vgl. Granger (1969).

Die Definition des hier verwendeten FPE lautet:

$$(III.4) \quad FPE = \frac{T+q}{T-q} \cdot \frac{1}{T} \cdot SSR, \quad \text{wobei}$$

T = Zahl der Beobachtungen

q = Zahl der geschätzten Koeffizienten

SSR = Summe der quadrierten Residuen

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

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 besseren 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 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. - Er diskutiert dort auch 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. Dieses Konzept ist eine für ökonomische Fragestellungen praktikable und vielfach verwendete Vorgehensweise.

³ Vgl. Hsiao (1981), S. 92f.

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).
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.

Das FPE-Kriterium wird bei den Kausalitätstests in diesem Abschnitt durchgehend verwendet, um das optimale System zu identifizieren. Als zusätzliche Information wird für die jeweils erklärende Variable der F -Wert angegeben, um die Ergebnisse besser zu veranschaulichen. Denn es ist auch von Interesse, wie stark der Einfluß einer Variablen ist, deren Hinzunahme den FPE-Wert verringert.¹ Dies kann besonders dann eine sinnvolle Ergänzung sein, wenn es etwa um den Vergleich des Einflusses von zwei alternativen Variablen geht.

Auf die Transformation der verwendeten Zeitreihen wird im Anhang kurz eingegangen.²

¹ Im FPE-Schema ist es möglich, daß eine Abnahme des FPE um z.B. ein Prozent durchaus unterschiedliche Bedeutung für die Signifikanz der neu hinzugekommenen Variablen haben kann.

² Vgl. zur Aufbereitung der Daten und zur Bedeutung der Stationarität die ausführliche Beschreibung bei Scheide (1982), S. 8f.

Die Lucas-Hypothese läßt sich in der Terminologie der Tests auf Granger-causality wie folgt formulieren: Die adäquate Informationsmenge zur Erklärung des Zusammenhangs zwischen Geldmenge und realer Inlandsnachfrage muß die Variabilität der Geldpolitik einschließen.

Für die drei Variablen wurde das oben beschriebene Schema der Kausalitätstests durchgeführt (s. Tabelle III.2). Bei Betrachtung der ersten Gruppe - die erklärte Variable ist die Einkommensgröße - zeigt sich, daß die reale Inlandsnachfrage von der Geldmenge abhängig ist¹, der FPE in Gleichung (2) ist niedriger als in Gleichung (1). Dieser Zusammenhang wird aber erheblich verbessert, wenn man die Varianzgröße berücksichtigt (Gleichung 3): Der FPE sinkt nochmals, VARM ist kausal mit dem erwarteten negativen Vorzeichen, das Signifikanzniveau ist höher als 95 vH. Der positive Einfluß von M1 bleibt erhalten. Unter (4) und (5) soll geprüft werden, ob damit bereits das optimale System im Sinne des FPE-Kriteriums gefunden wurde. So wird zunächst der alleinige Einfluß von VARM festgestellt: Er ist signifikant negativ. Anschließend ergibt der Test für den zusätzlichen Erklärungswert der Geldmenge eine nochmalige Verbesserung: Der FPE ist am niedrigsten bei der Lagkombination (11,3,2) im System (Y, VARM, M).²

Die übrigen Tests zeigen, daß innerhalb der untersuchten Informationsmenge ein bikausaler Zusammenhang zwischen der Geldmenge M1 und der Varianz VARM besteht. Diese beiden Größen sind hingegen - wie aus den Gleichungen (7) und (11) hervorgeht - unabhängig von der realen Inlandsnachfrage.

¹ Das Signifikanzniveau beträgt ca. 90 vH.

² Die Q-Statistik weist für die Gleichungen (3) und (5) sehr niedrige Werte auf. Dies recht unbefriedigende Resultat mag die Ursache in einzelnen Ausreißern haben. Das Weglassen eines einzigen Jahres (z.B. vier Beobachtungen des Jahres 1980) bringt eine erhebliche Verbesserung, ohne daß sich am Zusammenhang etwas ändert.

Tabelle III.2:

Ergebnisse der Kausalitätstests für die reale Inlandsnachfrage (Y), die Geldmenge M1(M) und die Varianz der Geldmenge (VARM), 1964/1 bis 1980/4

Erklärte Variable	Erste erklärende Var.	Zweite erklärende Variable	FPE	Q-Statistik	Kausalität (=>:ja;≠>:nein)
1. Y(11)	-	-	FPE x10 ⁻³ 0,275	82,7	-
2. Y(11)	M(3) 2,25	-	0,264	72,0	M=>Y
3. Y(11)	M(3)	VARM(3) 2,83	0,244	31,0	(M,VARM)=>Y
4. Y(11)	VARM(3) 3,43	-	0,248	46,2	VARM =>Y
5. Y(11)	VARM(3)	M(2) 2,57	0,237	30,1	(VARM,M)=>Y
6. M(12)	-	-	FPE x10 ⁻³ 0,185	97,9	-
7. M(12)	Y(1) 0,12	-	0,191	98,1	Y≠>M
8. M(12)	VARM(5) 1,69	-	0,183	95,4	VARM =>M
9. M(12)	Y(1)	VARM(5) 1,67	0,189	95,5	(Y,VARM)≠>M
10. VARM(5)	-	-	FPE x10 ⁰ 0,488	99,6	-
11. VARM(5)	Y(1) 0,07	-	0,502	99,6	Y≠> VARM
12. VARM(5)	M(3) 2,23	-	0,474	99,4	M=> VARM
13. VARM(5)	M(3)	Y(1) 0,01	0,489	99,4	(VARM,Y)≠>VARM

^a In Klammern jeweils die Zahl der Lags, die als Optimum ermittelt wurde. Bei Hinzunahme einer weiteren Variablen wird diese Zahl beibehalten (vgl. Anhang). Unter den erklärenden Variablen steht jeweils der berechnete F-Wert (vgl. zur Formel den Anhang). Die Q-Statistik ist ein Kriterium für das Vorliegen von "white-noise" in den Residuen. Die hier angegebene Zahl ist das marginale Signifikanzniveau, d.h. die Wahrscheinlichkeit in vH, daß die Nullhypothese nicht abgelehnt werden kann.

Insgesamt bestätigen diese Resultate den zuvor gefundenen Zusammenhang. Kenntnis der Variabilität der Geldpolitik, wie sie hier definiert ist, hilft, den realen Effekt einer Geldmengenakzeleration bzw. -dezeleration zu prognostizieren, m.a.W. die Varianz ist Granger-kausal in Bezug auf die reale Inlandsnachfrage.

2. Zur Hypothese des monetären Schocks

Als weiteres soll untersucht werden, ob die Hypothese, daß nur unerwartete Geldmengenänderungen zu Änderungen des Realeinkommens führen, mit den Daten für die Bundesrepublik vereinbar ist. Für diese Fragestellung muß definiert werden, was die erwartete Geldpolitik ist. Damit diese Definition nicht nur ad hoc getroffen wird, sind folgende Überlegungen anzustellen. Es zeigt sich bei hier nicht weiter beschriebenen Kausalitätstests, daß die Geldmenge M1 eine exogene Variable ist, d.h. sie beeinflusst zwar Einkommensgrößen, ist aber von letzteren (ebenso wie von Preisvariablen) unabhängig.¹ Betrachtet man diese Informationsmengen, so ist der Verlauf der Geldmenge am besten als autoregressiver Prozeß abzubilden. Sinn der Autoregressionen ist es unter anderem ja gerade, die Effekte nicht berücksichtigter "erklärender" Faktoren einzufangen. Dieses Vorgehen wird hier gewählt, und zwar wird die Geldmenge M1 in Abhängigkeit von acht verzögerten Werten geschätzt (Autoregression achter Ordnung). Unter der Annahme, daß die Wirtschaftseinheiten auf diese Weise ihre Erwartungen für die Geldmenge bilden, stellt das Residuum dieser Schätzgleichung die Größe "unerwartete Geldmenge" (=MU) dar.²

¹ Es wurde festgestellt, daß M1 weder vom Sozialprodukt oder von der Inlandsnachfrage (jeweils nominal und real) noch von den Verbraucherpreisen oder den Importpreisen beeinflusst wird, wenn man nach dem hier verwendeten Schema vorgeht.

² Dies ist eine sehr strenge Annahme. Denn man unterstellt erstens, daß den Wirtschaftssubjekten diese Regel schon zu Beginn der Schätzperiode bekannt ist, und zweitens, daß diese Lagstruktur für den gesamten Zeitraum erhalten bleibt. Dieses Verfahren ist aber dennoch üblich. So geht z.B. auch Barro (1977) davon aus, daß alle die von ihm postulierte Reaktionsfunktion kennen und für die Erwartungsbildung verwenden.

Diese Residuen, also die Erwartungsfehler, weisen Eigenschaften auf, die in der Theorie der REH genannt sind: Es handelt sich um Größen, die nicht durch vergangene Werte prognostiziert werden können ("serially uncorrelated shocks"). Dies wird für die hier gewonnene Zeitreihe z.B. auch dadurch bestätigt, daß die verzögerten Werte für MU keinen Einfluß auf die Variable in der Periode t haben.¹

Der Test erfolgt nach dem üblichen Schema zur Überprüfung der Kausalität: Die reale Inlandsnachfrage wird zunächst in Abhängigkeit von eigenen Verzögerungen und variierenden Verzögerungen der Größe MU geschätzt. Die Ergebnisse sind in der Tabelle III.3 dargestellt.

Tabelle III.3:

Ergebnisse der Kausalitätstests für die reale Inlandsnachfrage (Y) und die Geldmenge M1(M) bzw. die unerwartete Geldmenge (MU), 1964/1 - 1980/4^a

Erklärte Variable	Erklärende Variable	FPE x10 ⁻³	Q-Statistik	Kausalität (=>:ja, ≠>:nein)
1. Y(11)	-	0,275	82,7	-
2. Y(11)	M(3) 2,25	0,264	72,0	M=>Y
3. Y(11)	MU(2) 5,30	0,240	83,9	MU=>Y

4. M(12)	-	0,185	97,9	-
5. M(12)	Y(1) 0,12	0,191	98,1	Y≠>M

6. MU(1)	-	0,172	55,3	-
7. MU(1)	Y(1) 0,20	0,177	52,6	Y≠>MU

^a Vgl. Anmerkungen in Tabelle III.2.

¹ An dieser Stelle sei eine vielfach geäußerte Kritik an den Modellen der REH erwähnt. Sie besagt, daß solche Fehler nicht zu den anhaltenden Änderungen bei der Produktion führen können, die wir beobachten. Jede Schockwirkung könne daher nur eine Periode anhalten. Dagegen argumentieren Vertreter der REH, daß man zu unterscheiden habe zwischen dem Schock selbst und dem dadurch ausgelösten Wirkungsmechanismus ("propagation mechanism"), der unterschiedlicher Art sein kann. Vgl. dazu Lucas, Sargent (1978, S. 65f.).

Dieser Test zeigt eine Überlegenheit der Geldmengengröße M_1 bei der Erklärung der realen Inlandsnachfrage¹: Der FPE sinkt deutlich, das Signifikanzniveau liegt mit etwa 99 vH erheblich über dem für die Geldmenge M_1 (etwa 90 vH). Das Ergebnis ist somit kompatibel mit der Hypothese, daß zyklische Schwankungen des Realeinkommens (hier: reale Inlandsnachfrage) besser durch die unerwartete als durch die tatsächliche Geldmengenänderung erklärt werden.

3. Konsequenzen einer sich ändernden Reaktionsfunktion der Zentralbank

Im vorangegangenen Teil wurde beschrieben, daß die Geldmenge M_1 eine exogene Variable ist. Die Prognose von M_1 durch Geldmengendaten aus der Vergangenheit wird also nicht verbessert, wenn man z.B. verzögerte Werte der realen Inlandsnachfrage berücksichtigt. Hingegen besteht eine Kausalitätsbeziehung in der umgekehrten Richtung. Genau dies ist die Ausgangssituation in der Analyse bei Sargent (1976b). Er beschreibt dann das mögliche Vorgehen einer wirtschaftspolitischen Instanz, die sich zum Ziel gesetzt hat, die Schwankungen des Realeinkommens zu mindern. Sie könnte sich in der Geldpolitik von der konjunkturellen Situation leiten lassen, so daß doch eine Reaktionsfunktion entsteht. In dem erwähnten Aufsatz von Neftci, Sargent (1978) wird diese Hypothese aufgegriffen, die besagt: Die Minimierung der Varianz des Realeinkommens wird durch eine anti-zyklische Geldpolitik erreicht.

Der oben beschriebene Ansatz von Neftci und Sargent soll auf die Bundesrepublik angewendet werden. Die Daten erlauben es allerdings nur, die Periode von 1960 bis 1980 zu untersuchen.² Die Geldmenge M_1 und die reale Inlandsnachfrage (jeweils Vier-

¹ Das Vorzeichen ist bei beiden Größen positiv.

² Bei Neftci/Sargent (1978) konnten Daten für 1920-1940 und 1949-1974 verwendet werden, so daß der Test zweimal durchgeführt werden konnte (jeweils zwei Subperioden).

teljahreswerte in logarithmierter Form), werden zunächst in Abhängigkeit von drei Saisondummies, einer Konstanten und einer Trendvariablen geschätzt, um die "offensichtlich deterministischen" Einflüsse zu beseitigen. Die Residuen M und Y sind die Ausgangsdaten für die Tests.

Es wird hier angenommen, daß die Reaktionsfunktion der Geldpolitik wie folgt lautet:

$$(III.5) \quad M_t = c + \sum_{i=1}^3 a_i \cdot M_{t-i} + \sum_{i=1}^3 b_i \cdot Y_{t-i} + u_t .$$

Die Geldmenge der Periode t wird durch die letzten drei Werte von M bzw. Y bestimmt¹, das Vorzeichen der b_i sollte negativ sein (antizyklische Intention). Die Schätzung wird für die Perioden 1961/1 - 1970/4, 1971/1 - 1980/4 und 1961/1 - 1980/4 durchgeführt, um die Stabilität der Gleichung über die beiden Subperioden zu testen. Statistisch bedeutet dies, daß man Restriktionen bezüglich der Koeffizienten einführt: Die Koeffizienten $c, a_1, a_2, a_3, b_1, b_2, b_3$ sollen in beiden Perioden gleich sein (Nullhypothese). Als Prüfungsmethode wird der Chow-Test (spezielle Form des F-Tests) verwendet.² Zur Berechnung des F-Wertes benötigt man die Summe der quadrierten Residuen aus den beiden Subperioden und der Gesamtperiode. Ist der so kalkulierte F-Wert - mit den zu bestimmenden Freiheitsgraden - höher als der theoretische F-Wert (in der F-Tabelle), wird die Hypothese der Stabilität der Koeffizienten mit entsprechender Irrtumswahrscheinlichkeit abgelehnt.

¹ Die Wahl ist ad hoc. Die eng begrenzte Zahl der Daten läßt aber nicht allzu große Wirkungsverzögerungen zu. Da die "wahre" Reaktionsfunktion nicht bekannt ist, ist die Kritik zulässig, daß dies nicht ein endgültiger Test der Hypothesen sein kann. Wohl nicht zuletzt deshalb lautet der Titel des Neftci-Sargent-Artikels "a little bit of evidence...".

² Vgl. Maddala (1977), S. 197f.

Die Hypothese, daß das in (III.5) formulierte policy regime konstant ist, kann mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 vH abgelehnt werden.¹ Somit ist die Voraussetzung für die Anwendbarkeit des Neftci-Sargent-Tests erfüllt.

Nun werden zwei alternative Hypothesen bezüglich des Zusammenhangs zwischen geldpolitischen Impulsen und Realeinkommen formuliert:

$$(III.6a) \quad Y_t = g + \sum_{i=1}^3 h_i \cdot Y_{t-i} + \sum_{j=0}^3 k_j \cdot M_{t-j} + \epsilon_t$$

$$(III.6b) \quad Y_t = l + \sum_{i=1}^3 m_i \cdot Y_{t-i} + \sum_{j=0}^3 n_j \cdot (M_{t-j} - E_{t-j-1} M_{t-j}) + \rho_t$$

(6a) postuliert einen Einfluß der tatsächlichen Geldmenge (und verzögerten Werten der endogenen Variablen) auf die reale Inlandsnachfrage, wobei Konstanz der Parameter g , h_i und k_j unterstellt wird. (6b) stellt ab auf die unerwarteten geldpolitischen Impulse und behauptet die Konstanz von l , m_i und n_j . Der Operator E soll bedeuten, daß die erwartete Geldmenge nach dem geltenden policy regime (5) gebildet wird.²

Die postulierte Stabilität wird nun getestet. Zunächst wird die Gleichung (6a) für die Zeiträume 1962/1 - 1970/4, 1971/1 - 1980/4 und 1962/1 - 1980/4 geschätzt. Die Regressionen haben folgendes Ergebnis:

¹ Der kalkulierte F-Wert ist $F_{7,66} = 1,81$. Der Wechsel im policy regime kann verschiedene Gründe haben (Übergang zu flexiblen Wechselkursen usw.). - Wird diese Änderung nicht berücksichtigt, sind die Residuen in den einzelnen Subperioden systematisch über- bzw. unterschätzt, eine Tatsache, die mit der REH nicht vereinbar ist. Die Prognosefehler der Wirtschaftssubjekte sollen in beiden Perioden den Erwartungswert Null haben, was im Rahmen dieser Analyse nur möglich ist, wenn die unterschiedlichen Reaktionsfunktionen berücksichtigt werden.

² "Linear least squares projection of M_t on past M and Y ". Neftci, Sargent (1978).

Tabelle III.4:

Regressionsergebnisse für Gleichung

$$(III.6a) \quad Y_t = g + \sum_{i=1}^3 h_i Y_{t-i} + \sum_{j=0}^3 k_j M_{t-j} + \epsilon_t$$

Zeitraum	Koeffizienten			F-Wert für M-Einfluß	\bar{R}^2	D.W.
	g	$\sum h_i$	$\sum k_j$			
62/1-70/4	0,011	1,078	-0,168	5,89	0,77	2,36
71/1-80/4	-0,007	1,059	0,220	3,81	0,86	2,55
62/1-80/4	0,0003	0,896	-0,034	2,38	0,75	2,47

\bar{R}^2 : korrigiertes Bestimmtheitsmaß. D.W.: Durbin-Watson Statistik

Chow-test: $F_{8,60} = 4,16$

Tabellenwert für $\alpha = 1$ vH: $F_{8,60} = 2,82$

Das Signifikanzniveau der Koeffizienten des Geldmengeneinflusses ist in den Subperioden 99 bzw. 95 vH, in der Gesamtperiode jedoch nur etwa 90 vH. Allerdings ist das Vorzeichen der Summe der Koeffizienten überraschenderweise nur für die zweite Subperiode eindeutig positiv. Dieser unterschiedliche Erklärungswert mag Hinweis auf einen Strukturbruch sein. Die Anwendung des Chow-Tests ergibt in der Tat eine Ablehnung der Stabilität: Die Nullhypothese, daß die in der Gleichung (6a) enthaltenen Koeffizienten im Zeitablauf konstant sind, kann mit einer Wahrscheinlichkeit von über 99 vH abgelehnt werden.

Die Stabilität der Alternativhypothese (6b) wird nach dem gleichen Schema geprüft. Der geldpolitische Impuls (MU) wird definiert als das jeweilige Residuum aus der Reaktionsfunktion (III.5) in den Subperioden, wir unterstellen also die REH. Die Regressionen für die gleichen Zeiträume zeigen folgendes Ergebnis:

Tabelle III.5:

Regressionsergebnisse für Gleichung

$$(III.6b) \quad Y_t = 1 + \sum_{i=1}^3 m_i Y_{t-i} + \sum_{j=0}^3 n_j MU_{t-j} + \rho_t$$

Zeitraum	Koeffizienten			F-Wert für MU-Einfluß	\bar{R}^2	D.W.
	1	$\sum m_i$	$\sum n_j$			
62/1-70/4	0,006	0,838	2,053	3,10	0,70	1,91
71/1-80/4	-0,004	0,877	1,185	2,14	0,84	2,20
62/1-80/4	0,0008	0,867	1,277	3,36	0,77	1,95

\bar{R}^2 : korrigiertes Bestimmtheitsmaß. D.W.: Durbin-Watson-Statistik

Chow-Test: $F_{8,60} = 1,58$

Tabellenwert für $\alpha = 10$ vH: $F_{8,60} = 1,77$

Die Schätzergebnisse erscheinen plausibler als für die zuvor betrachtete Alternative: Der Geldmengeneinfluß ist signifikant positiv für alle Perioden (95 vH bzw. 90 vH für die beiden Subperioden, 95 vH für die Gesamtperiode).¹ Wichtigstes Resultat ist jedoch: Die Hypothese der Stabilität der Gleichung (6b) kann mit den üblichen Signifikanzkriterien nicht verworfen werden. Dies entspricht dem Resultat bei Neftci und Sargent; es deckt sich aber auch mit den Ergebnissen, die in diesem Abschnitt für die Bundesrepublik gefunden wurden.

¹ Die Größenordnung der MU-Koeffizienten ist, da es sich um Residuen handelt, nicht mit der der M-Koeffizienten aus (6a) vergleichbar.

Damit sind anhand von Daten der Bundesrepublik mit verschiedenen Methoden Ergebnisse erzielt worden, die mit der Hypothese der rationalen Erwartungen in Einklang stehen. So führt eine hohe bzw. stärker (als üblich) ansteigende Variabilität der Geldpolitik dazu, daß eine gegebene Geldmengenausweitung zu geringeren realen Effekten führt. Dies wäre eine mögliche Erklärung für die tatsächliche Entwicklung der Phillips-Kurven: Um den gleichen Anstieg des Realeinkommens zu erzielen, mußte die Geldmenge in den siebziger Jahren stärker ausgeweitet werden als zuvor. Die Folge war eine deutliche Inflationsbeschleunigung.¹ Analog dazu verhält sich der Befund, daß die Erwartungen bezüglich der Geldpolitik für den realen Effekt entscheidend sind: Nach dem, was die empirischen Tests gezeigt haben, scheinen die Parameter der unerwarteten Komponente eher die "wahren" strukturellen (und somit konstanten) Parameter zu sein.

IV. Zusammenfassung

Es wurde versucht, die Relevanz der neuen klassischen Makromodelle für die Erklärung von Konjunkturschwankungen aufzuzeigen. Diese Theorie wurde vor allem der "keynesianischen" Phillips-Kurven Hypothese gegenübergestellt. Sie unterscheidet sich sowohl von den Annahmen als auch von den wirtschaftspolitischen Implikationen her erheblich von alternativen Theorien. So handelt es sich zum einen um eine Gleichgewichtstheorie: Es werden mikroökonomisch fundierte gesamtwirtschaftliche Angebotskurven abgeleitet, die Märkte sind in jeder Periode geräumt. Die Vertreter dieser Theorie argumentieren, daß die Einführung "freier Parameter" in ein solches Modell durchaus möglich ist, etwa um eine Ungleichgewichtstheorie zu formulieren. Jedoch: "... adding free parameters in that way must result in models that fit the data at least as well as the restrictive - hence potentially more informative - equilibrium models."²

¹ Vgl. zur Erklärung der empirischen Phillips-Kurven in sechs Industrieländern mit ähnlichen Argumenten bei Gebert, Scheide (1980), S. 78/79.

² Mc Callum (1980a), S. 692.

Zum anderen enthalten die Gleichgewichtsmodelle die Hypothese rationaler Erwartungen. "... it has one outstanding strength, namely, the weakness of its competitors. Each alternative expectational hypothesis, that is, explicitly or implicitly posits the existence of some particular pattern of systematic expectational error. This implication is unattractive, however, because expectational errors are costly. Thus purposeful agents have incentives to weed out all systematic components."¹

Die relative Überlegenheit von konkurrierenden Modellannahmen läßt sich nicht durch Beobachtung beweisen, lediglich die Implikationen lassen sich überprüfen. Die empirische Evidenz zugunsten der REH-Implikationen nimmt zu, einige Tests wurden im zweiten Abschnitt erwähnt. Die Tests, die in Anlehnung an diese Theorie mit relativ einfachen Methoden für die Bundesrepublik durchgeführt wurden, haben ebenfalls einen recht hohen Erklärungswert.

Wenn die REH tatsächlich "wahr" ist, so sollten daraus wirtschaftspolitische Konsequenzen gezogen werden. Es ist nicht angemessen, mit einem ökonometrischen Modell, das die REH nicht enthält, einen gewünschten Verlauf einer realen Größe (z.B. Beschäftigung) vorzugeben und danach den einzuschlagenden geldpolitischen Kurs auszurichten (critique of policy-evaluation). Die Ergebnisse haben gezeigt, daß es nicht funktionieren würde, wenn man sich bei der Stabilitätspolitik auf die Koeffizienten der tatsächlichen Geldmenge verlassen würde. Denn diese Parameter scheinen nicht konstant zu sein; eher gilt dies für die unerwartete Komponente. Es ist nach der REH aber ausgeschlossen, daß auf Dauer (systematisch) positive geldpolitische Schocks erzeugt werden können.² Genau dies ist ein Argument dafür, daß die Regel einer konstanten Geldmengenauswei-

¹ Mc Callum (1980b), S. 718.

² Es gibt eine theoretische Möglichkeit, daß dies funktioniert, nämlich wenn die Zentralbank mehr Informationen über die ökonomischen Zusammenhänge besitzt oder die Geldpolitik besser prognostizieren kann als die Wirtschaftssubjekte. Es ist jedoch fraglich, ob dies eine wünschenswerte oder anhaltende Situation sein kann. Vgl. dazu die Diskussion bei Barro (1976).

tung jeder aktivistischen Alternative zumindest nicht unterlegen ist. Die Stoßrichtung bei der Argumentation der REH ist bei alledem also nicht, aufgrund "besserer" Modelle für eine bessere antizyklische Politik zu plädieren (more sophisticated activism), sondern die Argumente zu falsifizieren, die angeblich einen Aktivismus rechtfertigen. Die Schlußfolgerung zugunsten einer stetigen Geldpolitik ist nicht neu.

A n h a n g

Erläuterungen zu den Kausalitätstests im Abschnitt III

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 $t-1$.

Das Schema zur Überprüfung der Kausalität sieht vor, zunächst eine Variable nur in Abhängigkeit ihrer verzögerten Werte zu schätzen.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

¹ Vgl. Hsiao (1981). In der Regel werden bis zu 12 Lags berücksichtigt. Die Zahl ist niedriger, wenn die Datenbasis nicht ausreicht.

Die insgesamt acht Dummies sind erforderlich, damit für alle verwendeten Zeitreihen die Bedingung der Stationarität erfüllt ist. Die Zahl der Lags ist optimal für dasjenige System, welches den niedrigsten FPE-Wert aufweist.¹ Diese Lagordnung sei M ($1 \leq M \leq 12$).

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

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

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

Die Ordnung der Lags der Variablen x wird ebenfalls wieder 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

¹ Zur Definition des FPE siehe Abschnitt III.

der entsprechende FPE angegeben. Ferner ist für jede neu hinzugenommene Variable (z.B. x) der F-Wert berechnet. Die Formel dafür lautet¹

$$(A5) \quad F_{N, T-q} = \frac{SSR(1) - SSR(2)}{SSR(2)} \cdot \frac{T-q}{N},$$

wobei N die Zahl der Lags der neu hinzugenommenen Variablen x ist, T-q die Zahl der Beobachtungen abzüglich der Zahl aller geschätzten Koeffizienten (einschließlich Lags und Dummies) angibt, SSR(1) die Summe der quadrierten Residuen der Regression ohne x, SSR(2) die der Regression mit x bedeutet. Der F-Wert hat also die Freiheitsgrade N und T-q.

Ferner erscheint in den Tabellen ein Wert für die Q-Statistik der Residuen. Das Box-Pierce Q ist definiert durch

$$(A6) \quad Q = T \cdot \sum_{k=1}^n \hat{r}^2(k),$$

wobei T die Zahl der Beobachtungen ist und $\hat{r}(k)$ die Autokorrelation der Residuen mit dem Lag k angibt (n ist hier in der Regel 24). Die Verteilung von Q ist näherungsweise $\chi^2(n)$. Der in der Tabelle genannte Wert das marginale Signifikanzniveau, also die Wahrscheinlichkeit dafür, daß die Hypothese der "white-noise residuals" nicht verworfen werden kann.

Die Kausalitätstests beziehen sich auf den Zeitraum 1964/1. Quartal bis 1980/4. Quartal (=68 Beobachtungen).

¹ Analog zu Hsiao (1981), S. 90.

L i t e r a t u r v e r z e i c h n i s

- A k a i k e, Hirotugu, "Fitting Autoregressive Models for Prediction". Annals of the Institute of Statistical Mathematics, Vol. 21, 1969, S. 243-247.
- A l b e r r o, Jose, "The Lucas Hypothesis on the Phillips-Curve: Further International Evidence". Journal of Monetary Economics, Vol. 7, 1981, S. 239-250.
- A n d e r s o n, Paul A., "Rational Expectations: How Important for Econometric Policy Analysis?". Federal Reserve Bank of Minneapolis, Quarterly Review, Vol. 2, No. 4, 1978, S. 4-9.
- A t t f i e l d, C.L.F., D. D e m e r y und N.W. D u c k, "Unanticipated Monetary Growth, Output and the Price Level: U.K. 1946-77". European Economic Review, Vol. 16, 1981, S. 367-385.
- B a r r o, Robert J., "Rational Expectations and the Role of Monetary Policy". Journal of Monetary Economics, Vol. 2, 1976, S. 1-32.
- , "Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States". The American Economic Review, Vol. 67, 1977, S. 101-115.
- , "Unanticipated Money, Output, and the Price Level in the United States". Journal of Political Economy, Vol. 86, 1978, S. 549-580.
- , "Money, Expectations and Business Cycles". New York 1981.
- B l i n d e r, Alan S., Stanley F i s c h e r, "Inventories, Rational Expectations, and the Business Cycle". Journal of Monetary Economics, Vol. 8, 1981, S. 277-304.
- B r u n n e r, Karl, Alex C u k i e r m a n, Allan H. M e l t z e r, "Money and Economic Activity, Inventories and Business Cycles". März 1980 (unveröffentlichtes Manuskript).
- C a r l s o n, Keith M., "Inflation, Unemployment and Money. Comparing the Evidence from Simple Models". Federal Reserve Bank of St. Louis, Review, Vol. 60, No. 9, 1978, S. 2-6.

- C u k i e r m a n, Alex, "Rational Expectations and the Role of Monetary Policy". Journal of Monetary Economics, Vol. 5, 1979, S. 213-229.
- D o a n, Thomas A. und Robert B. L i t t e r m a n, User's Manual RATS. Version 4.0, Winchester, November 1980 (unveröffentlichtes Manuskript).
- F r i e d m a n, Milton, "The Methodology of Positive Economics". In: Milton F r i e d m a n, Essays in Positive Economics. Chicago 1953, S. 3-43.
- , "The Role of Monetary Policy". The American Economic Review, Vol. 58, 1968, S. 1-17.
- G e b e r t, Dietmar, Joachim S c h e i d e, Die Lokomotiven-Strategie als wirtschaftspolitisches Konzept. Kiel 1980.
- G r a n g e r, Clive W.J., "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods". Econometrica, Vol. 37, 1969, S. 424-438.
- , "Testing for Causality. A Personal Viewpoint". Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 2, 1980, S. 329-352.
- , Paul N e w b o l d, Forecasting Economic Time Series. New York 1977.
- H s i a o, Cheng, "Autoregressive Modelling and Money-Income Causality Detection". Journal of Monetary Economics, Vol. 7, 1981, S. 85-106.
- K e y n e s, John M., The General Theory of Employment Interest and Money. London 1936.
- L u c a s, Robert E., "Econometric Testing of the Natural Rate Hypothesis". In: Otto Eckstein (Ed.), The Econometrics of Price Determination Conference. Washington 1972, S. 50-59.
- , "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs". The American Economic Review, Vol. 63, 1973, S. 326-334.
- , "An Equilibrium Model of the Business Cycle". Journal of Political Economy, Vol. 83, 1975, S. 1113-1144.
- , "Econometric Policy Evaluation: A Critique". In: Karl B r u n n e r und Allan H. M e l t z e r (Eds.), The Phillips Curve and Labor Markets. Amsterdam 1976, S. 19-46.

- L u c a s, Robert E., "Understanding Business Cycles". In: Karl B r u n n e r und Allan H. M e l t z e r (Eds.), Stabilization of the Domestic and International Economy. Amsterdam 1977, S. 7-29.
- , "Unemployment Policy". The American Economic Review, Vol. 68, 1978, S. 353-357.
- , "Rules, Discretion, and the Role of the Economic Advisor". In: Stanley F i s c h e r (Ed.), Rational Expectations and Economic Policy. London 1980, S. 199-210.
- , [1981a], "Tobin and Monetarism: A Review Article". Journal of Economic Literature, Vol. 19, 1981, S. 558-567.
- , [1981b], Studies in Business Cycle Theory. Oxford 1981.
- , Thomas J. S a r g e n t, "After Keynesian Macroeconomics". In: Federal Reserve Bank of Boston (Ed.), After the Phillips Curve: Persistence of High Inflation and High Unemployment. Boston 1978, S. 49-72.
- , Thomas J. S a r g e n t (Eds.), Rational Expectations and Econometric Practice. Minneapolis 1981.
- M a d d a l a, G.S., Econometrics. New York 1977.
- M c C a l l u m, Bennett T., [1980a], "Introduction". Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 12, No. 4 (Part 2), 1980, S. 691-695.
- , [1980b], "Rational Expectations and Macroeconomic Stabilization Policy". Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 12, No. 4 (Part 2), 1980, S. 716-746.
- M u t h, John F., "Rational Expectations and the Theory of Price Movements". Econometrica, Vol. 29, 1961, S. 315-335.
- N e f t c i, Salih und Thomas J. S a r g e n t, "A Little Bit of Evidence on the Natural Rate Hypothesis from the U.S.". Journal of Monetary Economics, Vol. 4, 1978, S. 315-319.
- P h e l p s, Edmund S., "Money-Wage Dynamics and Labor-Market Equilibrium". Journal of Political Economy, Vol. 76, 1968, S. 678-711.
- S a r g e n t, Thomas J., [1976a], "A Classical Macroeconometric Model for the United States". Journal of Political Economy, Vol. 84, 1976, S. 207-237.
- , [1976b], "The Observational Equivalence of Natural and Unnatural Rate Theories of Macroeconomics". Journal of Political Economy, Vol. 84, 1976, S. 631-640.

- S a r g e n t, Thomas J., "Rational Expectations and the Re-
construction of Macroeconomics". Federal Reserve Bank of
Minneapolis, Quarterly Review, Vol. 4, No. 3, 1980, S. 15-19.
- , Neil W a l l a c e, "Rational Expectations and the Theory
of Economic Policy". Journal of Monetary Economics,
Vol. 2, 1976, S. 169-183.
- S i m s, Christopher A., "Money, Income and Causality". The
American Economic Review, Vol. 62, 1972, S. 540-552.
- S c h e i d e, Joachim, Geldpolitik, Einkommen und Preisniveau:
Kausalitätstests für die Bundesrepublik Deutschland.
Kieler Arbeitspapiere, 135, Kiel, Januar 1982.
- T o b i n, James, Asset Accumulation and Economic Activity:
Reflections of Contemporary Macroeconomic Theory.
Chicago 1980.
- T u r n e r, Thomas H. und Charles H. W h i t e m a n,
"Econometric Policy Evaluation under Rational Expectations".
Federal Reserve Bank of Minneapolis, Quarterly Review,
Vol. 5, No. 2, 1981, S. 6-15.
- W a l l a c e, Neil, "Microeconomic Theories of Macroeconomic
Phenomena and Their Implications for Monetary Policy".
Thomas J. Sargent und Neil Wallace, Rational Expectations
and the Theory of Economic Policy, Part II: Arguments and
Evidence. Minneapolis 1976, S. 23-34.
-