

Scheide, Joachim

Doctoral Thesis — Digitized Version

Geldpolitik, Konjunktur und rationale Erwartungen

Kieler Studien, No. 188

Provided in Cooperation with:

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

Suggested Citation: Scheide, Joachim (1984) : Geldpolitik, Konjunktur und rationale Erwartungen, Kieler Studien, No. 188, ISBN 316344833X, Mohr, Tübingen

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/378>

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 Studien

Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel

Herausgegeben von Herbert Giersch

188

Joachim | Scheide

Geldpolitik, Konjunktur und rationale Erwartungen



J.C.B. MOHR (PAUL SIEBECK) TÜBINGEN

ISSN 0340-6989

A 9 3642 / 84
Weltwirtschaft
Kiel

CIP-Kurztitelaufnahme der Deutschen Bibliothek

Scheide, Joachim:

Geldpolitik, Konjunktur und rationale

Erwartungen / Joachim Scheide. — Tübingen :

Mohr, 1984.

(Kieler Studien, 188)

ISBN 3 - 16 - 344833 - X kart.

ISBN 3 - 16 - 344834 - 8 geb.

NE: GT

Schriftleitung : Hubertus Müller-Groeling

©

Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel

J. C. B. Mohr (Paul Siebeck) Tübingen 1984

Alle Rechte vorbehalten

Ohne ausdrückliche Genehmigung des Verlages ist es auch nicht
gestattet, den Band oder Teile daraus
auf photomechanischem Wege (Photokopie, Mikrokopie) zu vervielfältigen

Printed in Germany

ISSN 0340 - 6989

Inhaltsverzeichnis

	Seite
Verzeichnis der Tabellen	VI
Verzeichnis der Schaubilder	VII
Vorwort	IX
I. Gegenstand und Gang der Untersuchung.....	1
II. Eigenschaften und Implikationen der neuen klassischen Theorie	3
1. Konjunkturschwankungen als Gleichgewichts- phänomen	4
a. Gleichgewichtstheorie als Antwort auf die Keynessche Revolution	4
b. Gleichgewicht oder Ungleichgewicht: Mehr als nur eine semantische Frage	8
2. Rationale Erwartungen als Bestandteil der Gleichgewichtsmodelle	10
a. Inhalt und Definition der rationalen Erwartungen	10
b. Formale Eigenschaften der Hypothese rationaler Erwartungen	12
3. Verhältnis der neuen klassischen Theorie zu den Hypothesen der natürlichen Arbeits- losigkeit und der Neutralität des Geldes	14
4. Unvereinbarkeit mit der üblichen Praxis der empirischen Analyse	15
a. Adaptive versus rationale Erwartungen	17
b. Bedeutung eines sich ändernden "policy regime"	20
c. Wirtschaftspolitische Implikationen der neuen klassischen Theorie	23
5. Relevanz der Annahmen in den neuen klassischen Makromodellen	26
6. Anmerkungen zur Anwendbarkeit der neuen klassischen Makromodelle	29
a. Begrenzter Anspruch bei der Erklärung des Konjunkturzyklus	29
b. Diagnose und Prognose der wirtschaft- lichen Entwicklung	30

	Seite
III. Diskussion der theoretischen Ansätze und des empirischen Befundes verschiedener Modelle der neuen klassischen Theorie	32
1. Das Lucas-Modell der Phillips-Kurve	32
2. Das Barro-Modell des monetären Schocks und verwandte Untersuchungen	39
3. Sargents Modell der Äquivalenz verschiedener Theorien	48
4. Das Konjunkturmodell von Brunner, Cukierman und Meltzer	53
IV. Kausalitätstests für Geldmenge, Einkommen und Preisniveau in der Bundesrepublik Deutschland	63
1. Das Konzept der Granger-Kausalität	64
a. Definition der Granger-Kausalität	65
b. Vorbereitung der Kausalitätstests	67
c. Übliche Anwendung der Tests auf Granger-Kausalität	69
d. Alternatives Verfahren	69
2. Durchführung der Kausalitätstests	73
a. Aufbereitung der Daten	73
b. Kausalität zwischen Geldmenge und Einkommen	75
c. Verwendung von ad hoc festgelegten Wirkungsverzögerungen	79
d. Kausalität zwischen Geldmenge und Preisniveau	81
e. Zusammenfassung der Ergebnisse	85
V. Geldpolitik und Realeinkommen: Tests verschiedener Hypothesen aus der Theorie rationaler Erwartungen	87
1. Zur Lucas-Hypothese der Variabilität der Geldpolitik	87
a. Analyse mit Zyklusvergleichen	88
b. Analyse mit Kausalitätstests	92
2. Zur Barro-Hypothese des monetären Schocks	93
a. Erwartungsbildung nach konstantem Muster	93
b. Erwartungsbildung auf der Basis der jeweils vorhandenen Informationen	94
c. Test auf Neutralität der erwarteten Geldmenge	96

	Seite
3. Zur Sargent-Hypothese einer sich ändernden Reaktionsfunktion der Zentralbank	97
4. Zur empirischen Relevanz des Modells von Brunner, Cukierman und Meltzer	101
5. Zusammenfassung	103
VI. Schlußfolgerungen für die Geldpolitik	105
1. Argumente für eine konstante Geldmengenregel	106
2. Soll die Zentralbank einen potentiellen Spielraum für eine aktive Politik ausnutzen?	107
3. Geldpolitik bei gesamtwirtschaftlichen Fehlent- wicklungen	109
a. Überwindung einer Rezession	109
b. Nachhaltige Verringerung der Inflationsrate	112
c. Reaktion auf reale Schocks	115
VII. Zusammenfassung	119
Anhang	124
Literaturverzeichnis	126

Verzeichnis der Tabellen

	Seite
Tabelle 1 - Der FPE für den univariaten autoregressiven Prozeß der Geldmengenaggregate und Einkommensgrößen 1964/I-1980/IV	76
Tabelle 2 - Ergebnisse der Kausalitätstests für Geldmengenaggregate und Einkommensgrößen 1964/I- 1980/IV	78
Tabelle 3 - Ergebnisse der Kausalitätstests für die Geldmenge M1 und die reale Inlandsnachfrage bei fest vorgegebenen Lags 1964/I-1980/IV	80
Tabelle 4 - Der FPE für den univariaten autoregressiven Prozeß der Geldmengenaggregate und Preisindizes 1965/I-1980/IV	82
Tabelle 5 - Ergebnisse der Kausalitätstests für Geldmengenaggregate und Preisindizes 1965/I-1980/IV	83
Tabelle 6 - Ergebnisse der Kausalitätstests für Geldmengenaggregate und Preisindizes - dreidimensionaler Fall - 1965/I-1980/IV	84
Tabelle 7 - Zyklen für die Geldmenge M1 und die reale Inlandsnachfrage 1961-1980	89
Tabelle 8 - Ergebnisse der Kausalitätstests für die reale Inlandsnachfrage IVR, die Geldmenge M1 und die Varianz der Geldmenge V - 1964/I-1980/IV	92
Tabelle 9 - Ergebnisse der Kausalitätstests für die reale Inlandsnachfrage IVR und die unerwartete Geldmenge MU1 bzw. MU2 - 1964/I-1980/IV	94
Tabelle 10 - Der Einfluß der unerwarteten und erwarteten Geldmenge (MU1 und ME1) auf die reale Inlandsnachfrage 1964/I-1980/IV	97
Tabelle 11 - Ergebnisse des Tests auf Konstanz der Parameter - Keynesianische Hypothese	99
Tabelle 12 - Ergebnisse des Tests auf Konstanz der Parameter - Hypothese rationaler Erwartungen	100

Verzeichnis der Schaubilder

	Seite
Schaubild 1 - Erwartete minus tatsächliche Inflationsrate im St. Louis-Modell	18
Schaubild 2 - Entwicklung des Preisniveaus nach einem geldpolitischen Schock	59
Schaubild 3 - Die Varianz der Geldmengenexpansion V - 1960-1980	90
Schaubild 4 - Realer Effekt und Varianz der Geldpolitik	91
Schaubild 5 - Reallohnentwicklung und Konjunkturzyklus 1961-1980	102

Vorwort

Die Debatte zwischen Keynesianern und Monetaristen ist in den letzten Jahren um die Variante der "neuen klassischen Theorie" bereichert worden. Dieser Ansatz unterstellt, daß sich die Wirtschaft permanent im Gleichgewicht befindet und daß alle Wirtschaftssubjekte die Informationen, die sie für relevant halten, effizient nutzen (rationale Erwartungen). Die Anwendung dieses Paradigmas führt zu einem neuen Verständnis der Ursachen konjunktureller Schwankungen. Die Schlußfolgerungen für die Wirtschaftspolitik unterscheiden sich fundamental von denen der Keynesianer, kaum jedoch von denen der Monetaristen. Die neuen Klassiker haben das, was aufgrund der theoretischen und empirischen Arbeit der Keynesianer schon weitgehend akzeptiert schien, in Frage gestellt.

Vor dem Hintergrund dieser Kontroverse ist diese Studie entstanden. Zunächst werden Inhalt und Implikationen der neuen klassischen Makromodelle diskutiert, ferner die wichtigsten der bislang vorliegenden theoretischen und empirischen Arbeiten. Die Analyse konzentriert sich auf die Debatte um die Phillips-Kurve und über die Rolle der Geldpolitik als Instrument der Konjunkturpolitik. In der empirischen Analyse wird geprüft, wie relevant der neue Ansatz für die Erklärung der konjunkturellen Schwankungen in der Bundesrepublik Deutschland ist. Für die Zeit vom Beginn der sechziger bis Anfang der achtziger Jahre werden mehrere Hypothesen getestet, die sich aus den Modellen der neuen klassischen Theorie ableiten lassen. Als Methode dienen hier überwiegend Kausalitätstests. Alles in allem stützen die Resultate die Hypothese der rationalen Erwartungen: Die Instabilität der Geldpolitik ist eine wichtige Ursache für die Schwankungen, und was zählt, ist vor allem die unerwartete Entwicklung der Geldmenge. Welche Schlußfolgerungen sich daraus für die Geldpolitik ergeben, wird abschließend erörtert. Dabei konzentriert sich die Diskussion auf die strittigen Fälle, in denen vielfach ein Handlungsbedarf für die Geldpolitik gesehen wird, wenn es also zum Beispiel darauf ankommt, eine Rezession zu überwinden oder die Folgen realer Schocks zu mildern. Die Überlegungen zeigen, daß Stabilität und Wohlstand in den Industrieländern am ehesten gefördert werden, wenn die Notenbanken von ihrer Politik des Aktivismus abrücken und die Geldmenge - auch in gesamtwirtschaftlich unbefriedigenden Situationen - stetig ausdehnen.

Herzlichen Dank schulde ich Herrn Professor Herbert Giersch, der diese Arbeit mit großem Interesse verfolgt und bis zuletzt kritisch begleitet hat. Viel habe ich auch von den Diskussionen mit meinen Kollegen aus dem Institut profitiert, insbesondere von denen in der Abteilung "Konjunktur und Weltwirtschaft". Ich danke ferner allen, die die verschiedenen Versionen des Manuskripts geschrieben und die Arbeit redaktionell überarbeitet haben.

I. Gegenstand und Gang der Untersuchung

Seit Beginn der siebziger Jahre werden mehrere theoretische Ansätze formuliert, die gemeinhin als "neue klassische Makromodelle" bezeichnet werden. Mit ihnen wird versucht, das Phänomen der Konjunkturschwankungen im Rahmen einer Gleichgewichtstheorie zu erklären. Sie sind klassisch in dem Sinne, als sie die Neutralität des Geldes auf lange Sicht unterstellen; neu ist, daß die Annahme der vollkommenen Voraussicht durch die Hypothese der rationalen Erwartungen ersetzt wird. Aufgrund dieser Eigenschaften unterscheiden sie sich insbesondere von dem Keynesischen Paradigma. Mit den Implikationen dieser neuen Ansätze werden die Erfolgchancen der keynesianischen Wirtschaftspolitik prinzipiell in Frage gestellt.

Die neuen klassischen Makromodelle entstanden in einer Zeit, in der die Wirksamkeit des Demand Management als enttäuschend und die Inflation erstmals nach dem Kriege als ernstes Problem empfunden wurden. Die Kritik der neuen Theorie richtet sich insbesondere gegen die Vorstellung von einer negativ geneigten Phillips-Kurve; die Vermutung eines solchen Trade-off zwischen Inflation und Arbeitslosigkeit hat das wirtschaftspolitische Handeln vieler Regierungen beeinflusst. Die Theorie rationaler Erwartungen erhärtete die Ansicht, daß die Phillips-Kurve vertikal sei (natural rate of unemployment). Aus ihren Modellanalysen und den Erfahrungen über die Entwicklung von Inflation und Arbeitslosigkeit in den siebziger Jahren zogen die Vertreter dieser Theorie weitreichende Schlußfolgerungen: Erstens seien alle Modelle, die nicht rationale Erwartungen unterstellen, entgegen ihrem Anspruch nicht geeignet, den Wirtschaftsablauf unter alternativen wirtschaftspolitischen Rahmenbedingungen zu simulieren; zweitens müsse der Versuch scheitern, die Produktions- oder Beschäftigungsentwicklung durch geld- und finanzpolitische Maßnahmen zu steuern.

In dieser Arbeit soll die Relevanz der neuen klassischen Makromodelle untersucht werden, und zwar am Beispiel des geldpolitisch induzierten Konjunkturzyklus, wobei unter Geldpolitik stets Änderungen der Geldmenge verstanden werden. In Kapitel II wird diskutiert, warum Konjunkturschwankungen nicht als Widerspruch zur Gleichgewichtstheorie gesehen werden müssen. Auch wird die Hypothese der rationalen Erwartungen, die ein Kernstück der neuen Theorie ist, dargestellt. Ziel ist, die erhebliche Diskrepanz zwischen dieser Annahme und anderen Erwartungshypothesen aufzuzeigen. Ferner sollen die Implikationen der neuen Theorie mit den Hypothesen der natürlichen Arbeitslosenquote und der Neutralität des Geldes verglichen werden. In Kapitel III werden die einzelnen Modelltypen sowohl formal als auch verbal beschrieben. Diese Ansätze gehen von unterschiedlichen Annahmen über die Informationsbasis der Wirtschaftssubjekte aus; folglich formulieren sie auch verschiedene Mechanismen, die dazu führen, daß die Geldpolitik vorübergehend das Realeinkommen beeinflusst: Die Modelle von Lucas und Barro unterstellen eine "Konfusion" realer und monetärer Bewegungen, das Modell von Brunner, Cukierman und Meltzer enthält eine "Konfusion" permanenter und transitorischer Änderungen der Geldpolitik. Daneben wird ein Ansatz beschrieben, der die Frage untersucht, wie man empirisch belegen kann, ob eine aktivistische oder eine stetige Geldpolitik besser geeignet ist, die konjunkturelle Entwicklung zu verstetigen. Jeweils im Anschluß

an die einzelnen Abschnitte erfolgt ein kritischer Kommentar zu empirischen Untersuchungen der einzelnen Hypothesen.

In Kapitel IV werden für die Bundesrepublik Deutschland die Zusammenhänge zwischen Geldmenge, Einkommen und Preisniveau untersucht. Ziel ist dabei vor allem, erste Aufschlüsse über die Relevanz der Hypothese rationaler Erwartungen zu gewinnen und die Tests vorzubereiten, die danach in Anlehnung an die vorher beschriebenen Modelle durchgeführt werden sollen. Als Methode werden zeitreihenanalytisch fundierte Kausalitätstests (Granger-causality) verwendet, die sich zur Überprüfung konkurrierender Thesen gut eignen; die in der Literatur gebräuchlichen Verfahren werden ausführlich diskutiert. Im anschließenden Kapitel werden mehrere aus der Theorie der rationalen Erwartungen abgeleitete Hypothesen für die Bundesrepublik Deutschland getestet. Die Ergebnisse werden mit denen verglichen, die sich für konkurrierende Thesen ergeben haben. Die Analyse enthält wiederum hauptsächlich Kausalitätstests, aber es werden auch gewöhnliche Regressionsanalysen und Zyklenvergleiche durchgeführt. Im einzelnen wird folgenden Fragen nachgegangen:

- Mindert eine hohe Variabilität der Geldmenge den Einfluß der Geldpolitik auf das Realeinkommen?
- Wirken nur unerwartete geldpolitische Änderungen (Schocks) auf das Realeinkommen, und ist die erwartete Geldmengenänderung neutral?
- Hat eine Änderung der geldpolitischen Regel (policy regime) einen Einfluß auf den Zusammenhang zwischen Geldmenge und Realeinkommen?

In Kapitel VI werden aus den Modellen Schlußfolgerungen für die Geldpolitik abgeleitet. Insbesondere soll beschrieben werden, was sie zur Erreichung gesamtwirtschaftlicher Ziele beitragen kann und welche Rolle anderen Bereichen der Wirtschaftspolitik zugeordnet werden sollte. Ferner wird diskutiert, ob die geldpolitische Strategie bei gesamtwirtschaftlichen Fehlentwicklungen und bei realen Schocks geändert werden soll. Abschließend folgt eine Zusammenfassung der Ergebnisse.

II. Eigenschaften und Implikationen der neuen klassischen Theorie

Eine Zunahme der Arbeitslosigkeit im konjunkturellen Abschwung wird im Keyneschen Paradigma als gesamtwirtschaftliches Ungleichgewicht interpretiert. In der Wirtschaftspolitik der letzten Jahre wurden Orientierungsgrößen wie das Niveau der Vollbeschäftigung verwendet, um solche Ungleichgewichte zu erkennen und durch staatliche Eingriffe zu korrigieren. Der anfängliche Erfolg des Demand Management - vor allem in den sechziger Jahren - schien dieser Theorie recht zu geben, die Begriffe Konjunktur und Gleichgewicht wurden als sich widersprechend aufgefaßt. Eine Gegenthese zur dominierenden Meinung würde in den siebziger Jahren formuliert, als das Instrument der antizyklischen Politik stumpf zu werden schien und Mißerfolge - steigende Inflation und steigende Arbeitslosigkeit - sichtbar wurden. Diese Alternative setzt bei der vor Keynes herrschenden klassischen Theorie an und besagt, daß man unter Wahrung der Gleichgewichtshypothese und der Annahme des Optimierungsverhaltens zu einer Konjunkturtheorie gelangen kann, wenn man das klassische Postulat der vollkommenen Voraussicht durch eine bestimmte Theorie der Erwartungsbildung ersetzt. Mit der Hypothese der rationalen Erwartungen erhält man ein Modell, das auf lange Sicht die Neutralität des Geldes der klassischen Theorie beinhaltet, auf kurze Sicht aber reale Effekte der Geldpolitik zuläßt, wodurch sich die Konjunkturschwankungen weitgehend erklären lassen. Im Zentrum der Debatte zwischen den Vertretern der Gleichgewichts- und Ungleichgewichtstheorie stehen die Theorie der Phillips-Kurve und die Rolle der Geldpolitik als Instrument der Konjunkturpolitik (1). Die neue klassische Theorie enthält, wie zu beschreiben ist, eine sehr strenge Version der "natural rate of unemployment". Die Argumente für die Anwendung der Gleichgewichtstheorie mit rationalen Erwartungen sowie deren Annahmen und Implikationen sollen in diesem Kapitel diskutiert werden.

Die Unterschiede zwischen den alternativen Erklärungsansätzen gehen oft über semantische Streitfragen hinaus; etwa wenn es sich um das Urteil über die Effizienz der Märkte oder die Stabilität des privaten Sektors, vor allem aber um die wirtschaftspolitischen Implikationen handelt. Diese Unterschiede sollen im folgenden dargestellt werden. Die Analyse bezieht sich zunächst auf die Einwände, die häufig gegen die Gleichgewichtsmodelle mit rationalen Erwartungen vorgebracht werden. Es wird zum Beispiel oft eingewandt, daß die ihnen zugrundeliegenden Annahmen wirklichkeitsfremd seien. Auch wenn eine Theorie nur unterstellt, daß die reale Welt so zu beschreiben ist, als ob die Annahmen erfüllt seien - dieses Prinzip wird weithin akzeptiert -, so sind einige Annahmen der neuen klassischen Theorie jedoch sehr kontrovers oder werden sogar als provozierend empfunden. Es soll daher ausführlich erläutert werden, wie das Gleichgewicht definiert ist, warum man die Effizienz der Märkte unterstellt und was es bedeutet, wenn man die Arbeitslosigkeit nicht als unfreiwillig betrachtet.

(1) Unter Phillips-Kurve wird im folgenden die in der wirtschaftspolitischen Debatte relevante Relation zwischen Inflationsrate und Arbeitslosenquote verstanden. Zur Herleitung dieser Kurve, die schon auf Irving Fisher zurückgeht, vgl. Friedman [1975].

Andere Kritiker bezweifeln, daß die Unterschiede zwischen rationalen und nichtrationalen (z.B. adaptiven) Erwartungen so groß sind, daß sie für den üblichen Prognosehorizont bedeutsam sind. Eine Simulation mit der Phillips-Kurve wird die erhebliche Diskrepanz aufzeigen. An einem formalen Beispiel wird dann belegt, daß die Art der Erwartungshypothese entscheidend dafür ist, ob nach einer Änderung der Geldpolitik eine Bewegung entlang einer gegebenen Kurve (z.B. der Phillips-Kurve) oder - wie die Hypothese rationaler Erwartungen behauptet - die Verschiebung der Kurve selbst wahrscheinlich ist. Je nachdem, welche Annahmen man über das Verhalten der Wirtschaftssubjekte und über die Erwartungsbildung macht, kommt man zu Schlußfolgerungen für die Wirtschaftspolitik, die sich gegenseitig ausschließen.

Abschließend wird erörtert, inwieweit der neue Ansatz für die Diagnose und Prognose der wirtschaftlichen Entwicklung hilfreich sein kann.

1. Konjunkturschwankungen als Gleichgewichtsphänomen

a. Gleichgewichtstheorie als Antwort auf die Keynesische Revolution

Keynes schloß aus, daß man Konjunkturschwankungen im Rahmen einer Gleichgewichtstheorie erklären kann. Die bis zu seiner "General Theory" weithin akzeptierte klassische Theorie habe versagt, hätten sich doch relative Preise als zu wenig flexibel erwiesen, um auf Dauer und zu jeder Zeit für Vollbeschäftigung zu sorgen. Durch die Depression der dreißiger Jahre schien die klassische Theorie endgültig diskreditiert. Keynes beschrieb die Unterbeschäftigung als eine Situation, in der die Arbeitnehmer ihre Beschäftigung verlieren, obwohl sie eigentlich arbeiten wollen (involuntary unemployment) (1). Seine Schlußfolgerung war, daß - solange eine Rezession herrsche - der Staat die fehlende Nachfrage durch höhere Ausgaben ersetzen könne und müsse. Ziel der nach Keynes etablierten Wirtschaftspolitik sollte die Vollbeschäftigung sein (bzw. die Vollauslastung der Kapazitäten). Man glaubte, daß die für diesen Zweck empfohlenen Maßnahmen das Ziel der Preisniveaustabilität nicht gefährden würden oder - später wurde die Hypothese modifiziert - sich die Inflation nicht beschleunigen würde. Diese Sichtweise hat das theoretische Denken und das wirtschaftspolitische Handeln bis in die siebziger Jahre hinein dominiert. Der Anspruch, Konjunkturzyklen zu erklären, schien sich auf die Frage zu reduzieren, wie die Beschäftigung zu einem Zeitpunkt bestimmt werde: "Since we claim to have shown in the preceding chapters what determines the volume of employment at any time, it follows, if we are right, that our theory must be capable of explaining the phenomena of the Trade Cycle" [Keynes, 1936, S. 313].

Aufgrund des anfänglichen Erfolges dieser wirtschaftspolitischen Strategie schien die Erklärung des Konjunkturphänomens gelöst. In den sechziger Jahren setzte die Blütezeit umfangreicher ökonomischer Modelle ein, mit denen der Zusammenhang zwischen wirtschaftspolitischen Parametern (Geldpolitik, Steuersätze, Staatsausgaben ...) und gesamtwirt-

(1) Seine Analyse enthält die Thesen der Liquiditätsfalle und der unzureichenden Zinselastizität der Investitionen.

schaftlichen Größen (Einkommen, Beschäftigung, Preisniveau ...) abgebildet wurde. Diese Innovation, die die weitgehende Steuerbarkeit des Wirtschaftsablaufs mit Methoden ähnlich der mathematischen Kontrolltheorie versprach, wurde allgemein 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). Modelle dieser Art boten den Wirtschaftspolitikern eine Wahlmöglichkeit entlang einer stabilen Phillips-Kurve. Konkret bezogen auf die USA und auf den Beginn der siebziger Jahre lautete die Formel, daß die Gesellschaft "nur" eine Inflationsrate zwischen vier und fünf Prozent zu tolerieren brauche, um auf Dauer Vollbeschäftigung zu erhalten (2). Nicht zuletzt das Scheitern von Prognosen, die auf solchen Modellen aufbauten, hat dann die Skepsis an der keynesianischen Theorie genährt und die Suche nach alternativen Erklärungsansätzen forciert.

Eine Gruppe von Ökonomen wandte sich der Theorie zu, die vor der "General Theory" dominiert hatte. Die Anforderungen an eine Konjunkturtheorie waren z.B. von Hayek [1933] so formuliert worden: "All the phenomena observed in cyclical fluctuations, particularly price formation and its influence on the direction and volume of production, have already been explained by the theory of equilibrium, they can only be integrated as an explanation of the totality of economic events by means of fundamentally similar constructions. Trade Cycle theory itself is only expected to explain how certain prices are determined, and to state their influence on production and consumption; ..." [ibid., S. 28 f.] - "... the incorporation of cyclical phenomena into the system of economic equilibrium theory, with which they are in apparent contradiction, remains the crucial problem of Trade Cycle theory" [ibid., S. 33].

Zur Basis der makroökonomischen Analyse wurde daher eine mikroökonomische Fundierung im Rahmen der klassischen Analyse mit den zwei wichtigsten Postulaten, daß erstens alle Märkte ständig geräumt sind und zweitens alle Wirtschaftssubjekte im eigenen Interesse handeln. Aufgegeben wurde dagegen die in vielen klassischen Analysen verwendete Annahme der vollkommenen Information. Man versuchte also, die beobachteten Zeitreihen des Konjunkturzyklus als Ergebnis von individuellen Wahlentscheidungen der Wirtschaftssubjekte zu interpretieren ("reconciling these observations with intelligent behavior on agents' parts") (3).

-
- (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 Kritik bei Lucas [1977].
 - (3) Auf das Beispiel der Beschäftigungsschwankungen bezogen lautet das wissenschaftliche Vorgehen: "The time pattern of hours that an individual supplies to the market is something that, in a very clear sense, he chooses. Understanding employment fluctuations must involve, at some point, understanding how this choice is made or what combination of preference characteristics and changing opportunities gives rise to the patterns we observe ... it would have to explain why, given their opportunities, people prefer arrangements involving erratic employment patterns. Ignoring this simple point seems to me simply bad social science: an attempt to explain important aspects of

Die Vertreter der neuen klassischen Makromodelle verzichten also auf Ungleichgewichtshypothesen und behaupten, daß in jeder Konjunkturphase ein Gleichgewicht in dem Sinne herrscht, daß Realisationen von Mengen und Preisen einem vor dieser Periode aufgestellten Plan entsprechen, in dem die Reaktionen auf unvorhersehbare Ereignisse ex ante festgelegt werden (contingency-plan) (1). Das so definierte Gleichgewicht bedeutet nicht, daß alle mit den Ergebnissen zufrieden sind und daß kein Revisionsbedarf für Wirtschaftspläne besteht, sondern lediglich, daß die individuellen Entscheidungen unter den gegebenen Umständen optimal sind. Dieses Prinzip ("treating unemployment as a voluntary response to an unforeseen situation") wurde vielfach kritisiert, etwa in dem Sinne, daß man Rezessionen so nur auf die "Faulheit der Arbeiter" [Modigliani, 1977, S. 6] zurückführen könne (2). Jedoch: "A terminology which precludes asking the question: 'Why do people choose to take the actions we see them taking, instead of other actions they might take instead?' precludes any serious thinking about behavior at all" [Lucas, 1978, S. 356].

Wie erklärt die Gleichgewichtstheorie, daß die Löhne in der Rezession nicht deutlich genug sinken, damit ein höherer Beschäftigungsstand erhalten bleibt? Ein wichtiges Argument ist bei Lucas und Rapping [1969] die intertemporale Substitution: Wenn die Löhne niedrig sind, verzichten Arbeitnehmer auf Arbeit zugunsten eines vermehrten Angebots in Zeiten einer normalen Wirtschaftslage oder einer Hochkonjunktur mit relativ hohen Löhnen. Die Höhe des tatsächlichen Reallohns im Vergleich zum erwarteten Reallohn ist also für das Arbeitsangebot ausschlaggebend. In den neuen klassischen Makromodellen ist diese Arbeitsmarkthypothese wichtiger Bestandteil der gesamtwirtschaftlichen Analyse. Auch jedes andere Entscheidungsproblem wird preistheoretisch beschrieben, z.B. die Abhängigkeit der Investition von der tatsächlichen und erwarteten Rendite auf Realkapital (3).

In diesen Gleichgewichtsmodellen spielen Konzepte wie Überschußangebot bzw. -nachfrage keine Rolle, nicht zuletzt deshalb, weil solche Größen ohnehin nicht beobachtbar sind. Ebenso wenig ist allerdings die Annahme

human behavior without reference either to what people like or what they are capable of doing" [Lucas, 1981b, S. 4].

- (1) Das Prinzip ist bei Lucas [1977, S. 14] so formuliert: "An agent begins a period with stocks of various kinds of capital accumulated in the past. He faces time paths at which he can trade in the present and in the future. Based on his preferences over time paths of labor supplied and goods consumed, he formulates a plan. Under certainty, he is viewed as simply executing a single plan without revision; with uncertainty, he must draw up a contingency plan, saying how he will react to unforeseeable events."
- (2) Diese Fehlinterpretationen kommentiert Lucas [1977, S. 18]: "One doesn't want to suggest that people like depressions! Of course, the hypothesis of a cleared labor market carries with it no such suggestion, any more than the observation that people go hungry in cleared food markets suggests that people enjoy hunger."
- (3) "... a producer who responds to small price fluctuations with large fluctuations in output and employment: exactly what we observe over the cycle. The description rests on intelligible substitution effects, not on unintelligible disequilibria" [Lucas, 1977, S. 17].

der geräumten Märkte empirisch verifizierbar, wie die Vertreter der neuen klassischen Makromodelle immer wieder betonen [Lucas, Sargent, 1978, S. 64] (1). Sie kritisieren an den Keynesianern, daß sie die Größe "unfreiwillige Arbeitslosigkeit" für empirisch beobachtbar halten. Die Vertreter der Gleichgewichtstheorie betrachten jedes realisierte Einkommen als optimal unter den "gegebenen Umständen" (gegenwärtige und vergangene Schocks, Verhalten der Wirtschaftssubjekte, Struktur der relativen Preise). Zu solchen gegebenen Umständen gehören auch institutionelle Regelungen auf dem Arbeitsmarkt. Wenn die neuen Klassiker das keynesianische Konzept der unfreiwilligen Arbeitslosigkeit ablehnen, so kann man daraus nicht unbedingt schließen, daß sie jede Arbeitslosigkeit als freiwillig betrachten (2). In gewissem Sinne ist ein Arbeitnehmer, der seine Beschäftigung deshalb verliert, weil er den von den Tarifparteien ausgehandelten Lohn nicht unterbieten darf, auch unfreiwillig arbeitslos (3). Solche institutionellen Regelungen beeinflussen - so die neuen Klassiker - nur die natürliche Arbeitslosigkeit (4). Folglich plädieren sie für Maßnahmen, die darauf abzielen, die natürliche Arbeitslosenquote zu senken, z.B. den Abbau von Rigiditäten. Diese Therapie unterscheidet sich aber von der Lösung, die die Keynesianer vorschlagen, um die in ihrem Sinne unfreiwillige Arbeitslosigkeit zu beseitigen.

Die neuen Klassiker kritisieren ferner, daß Keynes selbst das Konzept der unfreiwilligen Arbeitslosigkeit nur sehr vage formuliert. Wenn Keynes [1936, S. 7] z.B. schreibt, "more labour would, as a rule, be forthcoming at the existing money-wage if it were demanded", so bemerkt Lucas [1978, S. 354] dazu: "Sentences like ... are used again and again as though, from the point of view of jobless worker, it is unambiguous what is meant by 'the existing money wage'. Unless we define an individual's wage rate as the rate someone else is willing to pay him for his labor (in which case Keynes' assertion above is defined to be false), what is it? The wage at which he would like to work more hours? Then it is true by definition and equally empty."¹¹

- (1) Hauptsächlich geht es den neuen Klassikern darum, ein Modell zu entwickeln, das die Realität gut abbildet. Vgl. auch Abschnitt 5 in diesem Kapitel.
- (2) Sie halten eine solche Unterscheidung prinzipiell nicht für sinnvoll: "... there is an involuntary element in all unemployment, in the sense that no one chooses bad luck over good; there is also a voluntary element in all unemployment, in the sense that however miserable one's current work options, one can always choose to accept them ... One cannot, even conceptually, arrive at a usable definition of full employment as a state in which no involuntary unemployment exists" [Lucas, 1978, S. 354 f.].
- (3) Daß dieser Aspekt von amerikanischen Ökonomen wenig behandelt wird, mag daran liegen, daß der Arbeitsmarkt in den Vereinigten Staaten nicht so stark reguliert ist wie der in Westeuropa.
- (4) Solche Aspekte werden von der neuen klassischen Theorie nicht grundsätzlich vernachlässigt. Nur spielen sie im Rahmen der Analyse von Konjunkturschwankungen deshalb keine Rolle, weil nur zyklische Abweichungen von der natürlichen Arbeitslosenquote erklärt werden sollen. Diese Quote ist, wie auch Friedman [1977, S. 458] schreibt, keine numerische Konstante, sondern kann durch ordnungspolitische Maßnahmen verändert werden.

b. Gleichgewicht oder Ungleichgewicht: Mehr als nur eine semantische Frage

Das Urteil darüber, ob Märkte ständig geräumt sind oder nicht, ist möglicherweise eine Frage der Semantik. Man mag jede Abweichung einer Variablen vom langfristigen Trend, z.B. den Anstieg der Arbeitslosigkeit, als Ungleichgewicht definieren; dann wäre auch der Konjunkturzyklus als Phänomen von aufeinanderfolgenden Ungleichgewichtszuständen definiert. Entscheidend für die theoretische und auch wirtschaftspolitische Debatte sind jedoch die unterschiedlichen Schlußfolgerungen, die aus der Beobachtung gezogen werden. Die Aussage, die neu entstandene Arbeitslosigkeit sei unfreiwillig, führt in der Analyse der Keynesianer zu dem Urteil, die Märkte seien ineffizient. Dies ist letztlich die Basis für die Forderung, der Staat solle in einem solchen Fall aktiv werden durch den Einsatz flexibler Instrumente wie Geldmenge, Steuersätze oder Ausgaben. Die alternative Gleichgewichtstheorie kommt zu einer ganz anderen Schlußfolgerung, nämlich der, daß die Wirtschaftspolitik jegliche Schocks seitens der Geld- und Finanzpolitik zu vermeiden habe, damit ein Höchstmaß an Flexibilität der Anpassung erreicht werden kann. "It is clear from this distinction that ... the two approaches ... are distinguished on more than semantic grounds" [Barro, 1977a, S. 315].

Ein wichtiger Unterschied zwischen beiden Hypothesen besteht darin, daß die Ungleichgewichtstheorie über längere Zeit unausgenutzte Gewinnmöglichkeiten unterstellt (1), während die Vertreter der Gleichgewichtstheorie die Märkte für effizient halten und gemäß des klassischen Postulats unterstellen, daß die Verträge nicht gegen das Eigeninteresse der einen oder anderen Partei geschlossen werden. Daß nicht in jeder Periode Gleichgewicht herrscht, wird im Rahmen der keynesianischen Analyse oft mit dem Hinweis auf wenig flexible Preise und Löhne behauptet. Insbesondere verhinderten längerfristige Tarifverträge, daß sich Löhne rasch an das marginale Grenzprodukt der Arbeit anpassen könnten. Jedoch: "... long-term labor agreements do not imply a failure of employment to increase when all parties to the agreements perceive that they could be made better off by such a change Even in contracts that specify, ex ante, the value of nominal wages over some interval of time, it would be mutually advantageous for workers and firms to determine levels of employment in an efficient manner" [Barro, 1979, S. 54]. Auch wenn dieser Ansatz möglicherweise vorübergehende Abweichungen der Reallöhne vom Grenzprodukt der Arbeit erklärt, wäre dies doch nicht zwangsläufig ein Grund für ein aktives Eingreifen des Staates, denn "... the contracting approach ... does not imply that levels of employment would differ significantly from the (efficient) values that would have been attained under flexible wages" [ibid.].

Man mag argumentieren, daß in der realen Welt einige Grundbedingungen der klassischen Theorie nicht erfüllt sind und vor allem die Preise nicht immer aus Wahlhandlungen der einzelnen Wirtschaftssubjekte resultieren. Beispielsweise können Löhne, die zentral und für eine längere Frist ausgehandelt sind, den Charakter von Mindestlöhnen haben, die besonders

(1) "... the nonexecution of some perceived mutually advantageous trades ..." [Barro, 1977a, S. 315].

in Phasen wirtschaftlicher Schwäche beschäftigungsmindernd wirken. Die Anhänger der Ungleichgewichtstheorie ziehen daraus den Schluß, daß die Starrheit der Reallöhne und die dadurch entstandene Arbeitslosigkeit nur überwunden werden können, wenn die Nachfrage angeregt wird. Wegen der zusätzlichen Inflation würden die Reallöhne sinken, man könnte sich wieder der Vollbeschäftigung annähern. Die Vertreter der Gleichgewichtstheorie hingegen würden dafür plädieren, die meist durch staatliche Eingriffe entstandenen Marktunvollkommenheiten zu beseitigen, damit die Signalfunktion des Systems relativer Preise wiederhergestellt wird. Die Wirkungen möglichen Fehlverhaltens - hier: "zu hohe" Reallöhne - würden dann für die Entscheidungsträger rascher sichtbar und würden sie möglicherweise zu einer Revision ihrer Ansprüche veranlassen. Die Klassiker vertreten die Meinung, daß der Versuch, das Beschäftigungsproblem durch aktives Eingreifen des Staates zu lösen, in der Vergangenheit gescheitert ist und letztlich die unstetige Entwicklung der Beschäftigung selbst hervorgerufen hat. Die Wirtschaftspolitik habe im konjunkturellen Abschwung - meist aus Ungeduld - recht früh wieder expansive Maßnahmen ergriffen, statt den Prozeß der Anpassung an niedrigere Inflationsraten zu fördern. Auf diese Weise wurde aber auch letztlich ein Teil des Anpassungsdrucks von den Tarifparteien selbst genommen, und der Staat übernahm mehr und mehr die Verantwortung für die Beschäftigung (Vollbeschäftigungsgarantie).

Es ist in diesem Zusammenhang nicht möglich zu bestimmen, welcher Teil der "zu hohen" Reallöhne eigentlich unbeabsichtigt ist und welcher Teil einen politikresistenten Anspruch der Arbeitnehmer darstellt. Ein höherer Reallohnanspruch führt *ceteris paribus* zu einem Anstieg der natürlichen Arbeitslosenquote. Der Versuch, diesen Anstieg durch mehr Inflation rückgängig zu machen, muß auf mittlere Sicht scheitern, wenn dieser Anspruch erneut geltend gemacht wird, sobald die Inflation erkannt wird.

Von den Vertretern der Gleichgewichtshypothese wird ferner betont, daß die institutionellen Gegebenheiten bei der Aushandlung von Verträgen nicht unbedingt im Widerspruch zu den Präferenzen der Marktteilnehmer stehen. Arbeitnehmer halten es - aus welchen Gründen auch immer (1) - offenbar für vorteilhaft, sich bei den Tarifverhandlungen von Gewerkschaftsführern vertreten zu lassen. Wenn daraus eine geringere Flexibilität der Löhne resultieren sollte, schließe das jedoch nicht die Anwendung der Gleichgewichtstheorie aus (2).

-
- (1) Ein Grund mag sein, daß sie sich dadurch eine stärkere Verhandlungsposition versprechen.
- (2) "The fact that long-term contracts exist, then, has no implications about the applicability of equilibrium theorizing. Rather the real issue here is whether actual contracts can be adequately accounted for within an equilibrium model. That is, a model in which agents are proceeding in their own best interest" [Lucas, Sargent, 1978, S. 64]. Dafür, daß solche Verträge nicht vollkommen starr sind, sondern auch von wirtschaftspolitischen Rahmenbedingungen abhängen, spricht die zunehmende Verbreitung der Indexierung bzw. die Verkürzung der Laufzeiten bei hohen bzw. steigenden Inflationsraten. "To understand the implications of long-term contracts for monetary policy, one needs a model of the way those contracts are likely to respond to alternative monetary policy regimes" [ibid., S. 65].

Im Prinzip läßt sich jedes Gleichgewichtsmodell mit einem Ungleichgewichtsmodell verknüpfen, etwa durch Einführung freier Parameter (z.B. eine ungleichgewichtige Preisbildung). Auch wäre die Anpassung eines solchen Modells an die Daten nicht notwendigerweise schlechter als die des Gleichgewichtsmodells. Jedoch sei, so Lucas, ein solches Vorgehen nicht gleichbedeutend damit, daß man beide Modelltypen akzeptiert. Denn die Modelle unterscheiden sich in der Interpretation und deshalb in den wirtschaftspolitischen Schlußfolgerungen (1).

2. Rationale Erwartungen als Bestandteil der Gleichgewichtsmodelle

a. Inhalt und Definition der rationalen Erwartungen

In den betrachteten Gleichgewichtsmodellen wird das übliche klassische Postulat der vollkommenen Voraussicht durch eine Erwartungshypothese ersetzt, die mit den sonstigen Annahmen der Effizienz der Märkte und des Optimierungsverhaltens der Wirtschaftssubjekte kompatibel ist. Wie bei dem allgemeinen Prinzip des rationalen Verhaltens ist bezüglich der Suche und Verarbeitung von Informationen und der Bildung von Erwartungen ebenfalls das Prinzip der Nutzenmaximierung unterstellt: "This postulate treats informational activities the same as any other activity that economic man undertakes" [H.I. Grossman, 1980, S. 10]. Das bedeutet auch, daß nicht jede Information benutzt wird, sondern nur diejenige, die dem einzelnen jeweils wichtig erscheint. Da solche Aktivitäten der Informationsgewinnung und -verarbeitung in der Regel nicht kostenlos sind, werden sie so lange ausgedehnt, bis die marginalen Kosten dem marginalen Ertrag entsprechen.

Die Relevanz von Erwartungen wird bei allen ökonomischen Fragestellungen betont (2). Insbesondere gilt dies für Konjunkturmodelle, in denen das spekulative Element eine Schlüsselrolle spielt [Lucas, 1980a, S. 708]. Wenn ein Wirtschaftssubjekt seinen Plan (contingency plan) für die nächste Periode aufstellt und somit die Reaktionen auf hypothetische Situationen festlegt - beispielsweise die Produktion eines Gutes in Abhängigkeit vom zukünftigen relativen Preis für dieses Gut -, kommt es entscheidend auf seine Prognose für den Preis an. Ex post betrachtet maximiert es seinen Gewinn dann, wenn es den Preis richtig prognostiziert, denn jeder Fehler verursacht Anpassungskosten. Gleichwohl treten Fehler auf, die seinen Gewinn mindern und somit immer wieder Anreiz sind, die Prognosetechnik - wenn möglich - zu verbessern. Die Hypothese der rationalen Erwartungen besagt nun, daß die Erwartungsfehler kein systematisches (erkennbares) Muster aufweisen. In der ursprünglichen Formulierung durch Muth [1961] heißt es, daß die Wirtschaftssubjekte

-
- (1) "... it is useful ... to be hostile toward theorists bearing free parameters ... In evaluating economic theories that claim to be useful in guiding policy ..., however, there are important substantive considerations supporting such an attitude of hostility, which seem to me to put it on a sounder basis than can be afforded by a general prejudice in favor of parsimony" [Lucas, 1980a, S. 709].
- (2) "In fact, it is hard to imagine an economic problem which does not include expectations" [Willes, 1980, S. 2].

die Erwartung über die für sie bedeutsamen Variablen in Kenntnis der relevanten ökonomischen Theorie bilden (1).

Was ist die relevante ökonomische Theorie? In der Realität existieren in der Regel verschiedene, konkurrierende Erklärungs- oder Prognosemodelle; z.B. wird der Verlauf der Inflationsrate mit ganz unterschiedlichen Methoden geschätzt. Wenn zwei Modelle, A und B, trotz unterschiedlicher Annahmen zur gleichen Prognose führen, kann man zwischen ihnen nicht sinnvoll diskriminieren (Identifikationsproblem). Anhänger beider Ansätze verhalten sich logisch oder rational, sie verwenden das beste ihnen bekannte Modell. Kommen zwei Ansätze zu unterschiedlichen Prognosen, und erweist sich A wiederholt als überlegen, müßten die B-Anhänger ihr Modell ändern, denn systematische Fehler werden nach der Hypothese rationaler Erwartungen ausgemerzt. Insofern findet immer ein Wettbewerb alternativer Erklärungsansätze statt, es erfolgt auch immer eine Auslese nach dem oben beschriebenen Muster (2). Solange unklar ist, welches Modell überlegen ist, umfaßt die relevante Theorie mehrere Modelle.

Die Relevanz der Hypothese rationaler Erwartungen wird dadurch aber nicht gemindert. Denn zum Tragen kommt sie vor allem dann, wenn ein ökonometrisches Modell gebildet wird, um z.B. die Effekte wirtschaftspolitischer Maßnahmen auf bestimmte gesamtwirtschaftliche Größen abzuschätzen. Jedes Modell behauptet, die Realität bestmöglich abzubilden (für den jeweils zu erklärenden Bereich). Die Implementierung der Hypothese rationaler Erwartungen in ein solches Modell bedeutet, daß die Wirtschaftssubjekte dieses Modell kennen und auch ihre Erwartungen entsprechend bilden. Z.B. erfordert die Hypothese für ein Modell, in dem Inflationserwartungen eine Rolle spielen, daß die Wirtschaftssubjekte ihre Prognose gemäß der im Modell geschätzten Inflationsgleichung bilden. Jede andere Annahme stünde im Widerspruch zu rationalen Erwartungen (3).

Jede Bildung eines ökonometrischen Modells, mit dem wirtschaftspolitisch relevante Aussagen gemacht werden sollen, läuft darauf hinaus, das Verhalten der Wirtschaftssubjekte in Abhängigkeit von für sie wichtigen Variablen zu beschreiben (decision rules). Zu den Einflußgrößen gehören

-
- (1) "... expectations, since they are informed predictions of future events, are essentially the same as the predictions of the relevant economic theory" [Muth, 1961, S. 316].
 - (2) "... the principle of economic Darwinism, the survival of the fittest ..." [Begg, 1982, S. 63].
 - (3) Dies wird beispielsweise von Sargent [1976c] demonstriert. Bezugnehmend auf die Tests von Solow und Tobin kritisiert er deren Annahme, daß die erwartete Inflationsrate gleich den gewichteten Raten der Vergangenheit ist (autoregressiver Prozeß), und zwar mit der A-priori-Restriktion, daß sich die Gewichte zu Eins addieren. Dies sei nicht - wie von den Autoren behauptet - eine Version der rationalen Erwartungen, sondern eine Ad-hoc-Annahme. Denn es komme darauf an, welcher Prozeß die Inflationsrate in der Vergangenheit tatsächlich bestimmt hat. In dem gewählten Beispiel sind die Gewichte also zu schätzen und dann entsprechend für die Gleichung der erwarteten Inflationsrate zu verwenden, so daß sie nicht im Widerspruch zu den tatsächlich vorliegenden Zeitreihen stehen.

wirtschaftspolitische Parameter. Die Vertreter der Gleichgewichtstheorie definieren Politik als eine Kombination von Regeln, die die Reaktion der wirtschaftspolitischen Instanzen auf die jeweilige Situation beschreiben (1). Eine solche Regel ist eine Reaktionsfunktion der Zentralbank, die z.B. deren antizyklisches Verhalten beschreibt. In der Hypothese rationaler Erwartungen wird nun unterstellt, daß die Wirtschaftssubjekte diese Regeln kennen und entsprechend anwenden (2). Sie werden also - in diesem Beispiel - die ihnen bekannte und im Modell geschätzte Reaktionsfunktion ihrer Prognose der Geldpolitik zugrunde legen. Ihnen werden dabei - wie in den vorangegangenen Perioden - Fehler unterlaufen; diese sind aber unvermeidlich, wenn es sich um einen stochastischen Prozeß handelt. Ferner wird unterstellt, daß sie Änderungen der Regel rasch erkennen und dementsprechend umsetzen.

b. Formale Eigenschaften der Hypothese rationaler Erwartungen

Nach der Hypothese des rationalen Verhaltens formulieren die Wirtschaftseinheiten subjektive Wahrscheinlichkeitsfunktionen für die Zufallsvariablen, die ihre gegenwärtigen und zukünftigen Marktchancen beeinflussen. Diese Funktionen sind nicht beobachtbar und daher für empirische Tests nicht geeignet; man muß daher eine Hypothese über diese Funktionen formulieren (3). Die Hypothese rationaler Erwartungen nach Muth [1961] ist eine spezielle Lösung dieses Problems. Sie besagt, daß die subjektiven Wahrscheinlichkeitsverteilungen den tatsächlichen entsprechen, also denen, die im jeweiligen Modell selbst unterstellt sind. In den neuen klassischen Makromodellen betrachten die Wirtschaftssubjekte zyklische Änderungen als Risiko [Lucas, 1977, S. 15], also als Realisationen, die abseits des Erwartungswertes, aber innerhalb der subjektiven Wahrscheinlichkeitsverteilung liegen.

Zusammenfassend lassen sich verschiedene Bedingungen nennen, die für die Prognosefehler in einem Modell mit rationalen Erwartungen erfüllt sein müssen. Der stochastische Prozeß für eine Variable Y (z.B. Geldmenge)

-
- (1) Die Regeln stehen also im Gegensatz zu isolierten Aktionen und Ad-hoc-Entscheidungen wie "How big should the current year's deficit be?" [Lucas, 1981c, S. 564].
 - (2) Wie wichtig es ist, daß man Aussagen über eine Regel macht, wenn man die Effekte wirtschaftspolitischer Maßnahmen abschätzt, beschreibt Sargent [1980, S. 19] an einem aktuellen Beispiel für die Vereinigten Staaten. Angenommen, es wird eine neue Steuer auf Gewinne erhoben, die aus der Förderung heimischen Öls entstehen. Wird die Produktion daraufhin steigen oder fallen? "The only scientifically respectable answer to this question is 'I don't know'." Die Reaktion der Produzenten hängt davon ab, wie sie die Steuer beurteilen. Wenn sie beispielsweise annehmen, daß sie in Kürze aufgehoben wird, würden sie die Produktion für diese Zeit drosseln und danach wieder erhöhen. Wenn sie aber erwarten, daß dies nur ein erster Schritt ist und die Steuern in der Zukunft weiter erhöht werden, würden sie die Produktion jetzt steigern und später zurücknehmen.
 - (3) "To practice economics, we need some way ... of understanding which decision problems agents are solving" [Lucas, 1977, S. 15].

sei im Modell als autoregressiver Prozeß n-ter Ordnung formuliert:

$$[1] \quad Y_t = \sum_{i=1}^n a_i Y_{t-i} + u_t$$

In Kenntnis des Modells, das heißt der Gleichung [1] und konkreter Werte für die Koeffizienten a_i , schätzen die Wirtschaftssubjekte die Variable, die für ihre Entscheidungen wichtig ist. Es gilt dabei folgende Eigenschaft für die Prognosefunktion (1):

$$[2] \quad E_{t-1}(Y_t) = Y_t + v_t$$

Für den Prognosefehler v_t gilt als erste Bedingung, daß sein Erwartungswert nicht von Null verschieden ist:

$$[3] \quad E(v_t) = 0$$

Das bedeutet, daß die Prognose den tatsächlichen Wert z.B. nicht systematisch über- oder unterschätzt, also die Erwartungen im Durchschnitt korrekt sind. Die zweite Bedingung ist, daß die Prognosefehler für verschiedene Perioden nicht miteinander korreliert sind:

$$[4] \quad E(v_t, v_{t-k}) = 0 \quad \text{für alle } k > 0$$

Die Fehler der Vergangenheit geben also keinen Aufschluß darüber, wie der Fehler für die laufende Periode ausfallen könnte (2). Das Fehlen von Autokorrelation besagt also z.B. daß die Prognosefehler nicht abwechselnd positiv und negativ sind (= negative Autokorrelation).

Die Bedingungen [3] und [4] beinhalten die Unverzerrtheit der Prognosen. Zusätzlich sollte erfüllt sein, daß die Prognosen effizient sind. Diese Forderung ist durch die Annahme erfüllt, daß die Wirtschaftssubjekte das Modell, also Gleichung [1], kennen:

$$[5] \quad E(v_t^2) \rightarrow \text{Min!}$$

Die Effizienzhypothese besagt, daß die Varianz der Prognosefehler minimal ist, das heißt, die Prognose läßt sich durch Hinzunahme von anderen Variablen als den in Gleichung [1] beschriebenen nicht verbessern. Es

-
- (1) Gleichung [2] beschreibt die Erwartung im Zeitpunkt (t-1) für die Variable Y im Zeitpunkt t auf Basis der vorhandenen Information (Gleichung [1]).
 - (2) Die Annahme, daß die Fehler nicht autokorreliert sind, gilt in einem Spezialfall der neuen klassischen Makromodelle strenggenommen nur ex ante. Vgl. dazu die Beschreibung des Modells von Brunner, Cukierman und Meltzer im Abschnitt III.4.

gibt also keine Möglichkeit, sichere Gewinne zu machen (1).

3. Verhältnis der neuen klassischen Theorie zu den Hypothesen der natürlichen Arbeitslosigkeit und der Neutralität des Geldes

Gegen Ende der sechziger Jahre bestritten Phelps [1968] und Friedman [1968] die Existenz einer stabilen, negativ geneigten Phillips-Kurve, wie sie in den zu jener Zeit verwendeten großen Simulationsmodellen enthalten war. Statt dessen beschrieben sie eine langfristig vertikale Kurve, von der es Abweichungen nur dann gibt, wenn die tatsächliche Inflationsrate nicht der erwarteten entspricht (natural rate hypothesis). Diese These beinhaltet, daß keine realistische Geld- und Finanzpolitik die Arbeitslosenquote dauerhaft unter ihrem natürlichen Niveau halten kann [H.I. Grossman, 1980, S. 7].

Diese Argumentation ist eine Schlußfolgerung aus einem längerfristigen Gleichgewichtsmodell (2): "... one can, in the case of sustained inflation, reason that, if the unemployment rate prior to the inflation were an equilibrium (or 'natural') rate, then the same rate will be an equilibrium once the inflation is underway" [Lucas, 1977, S. 13]. Die These der natürlichen Arbeitslosenquote ist von Friedman als generelle Charakteristik des Gleichgewichts - für den Fall einer anhaltenden Inflation - formuliert. Sie ist für sich genommen aber noch keine Konjunkturtheorie (3). Um etwa die kurzfristigen Effekte der Inflation auf die Beschäftigung erklären zu können, bedarf es eines Modells, in dem vor allem die Erwartungsbildung näher spezifiziert wird. Lucas [1980a, S. 705] sieht in Muths Hypothese der rationalen Erwartungen "a natural way to formalize the Friedman-Phelps arguments" (4). Ein Gleichgewichtsmodell des Konjunkturzyklus müsse die "natural-rate" implizieren, bedürfe aber der Ergänzung um eine Hypothese, mit der die kurzfristigen Wirkungen abgebildet werden können. In dem Ansatz des "contingent-claim framework", also der ex ante festgelegten Reaktionen auf hypothetische Ereignisse in der Zukunft, sehen die Vertreter der neuen klassischen Makromodelle eine Basis, diesen Anspruch zu erfüllen.

-
- (1) "... if expectations were not moderately rational there would be opportunities for economists to make profits in commodity speculation, running a firm, or selling the information to present owners" [Muth, 1961, S. 330]. Die Hypothese entspricht somit den Prinzipien einer fairen Wette.
 - (2) Auf kurze Sicht kann die Hypothese der natürlichen Arbeitslosenquote durchaus mit einem Ungleichgewichtsmodell vom Typ Barro, Grossman [1976] vereinbar sein. Vgl. dazu H.I. Grossman [1980, S. 7 f.].
 - (3) "The theory of sustained inflation is a relatively simple one... For other kinds of policy questions, one would need a more explicit model" [Lucas, 1977, S. 13].
 - (4) "Many monetarists have found in rational expectations the assumption for which they had long been searching, an elegant device for translating their intuitive beliefs into results which can be derived analytically within the market clearing models to which they subscribe" [Begg, 1982, S. 2].

Die so erstellten Gleichgewichtsmodelle mit rationalen Erwartungen enthalten strengere Implikationen als die von Phelps und Friedman, und zwar in folgendem Sinne: Wenn die Neutralität des Geldes als zentrale Eigenschaft akzeptiert ist, so sollte sie nicht nur für den Lehrbuch-Fall der einmaligen Änderung der Geldmengenexpansion, sondern prinzipiell für jede Änderung gelten. Faßt man Änderungen der Geldpolitik auf als Währungsreformen (1), und nimmt man an, daß die Wirtschaftssubjekte solche Reformen erkennen (das heißt, ihre Erwartungen sind rational), erhält man ein System, in dem das Geld auch auf kurze Sicht neutral ist: "If the system has the capacity to absorb one currency reform in a way that is neutral with respect to real behavior, it must have the capacity to absorb any number of them neutrally. Any pre-announced pattern of currency reforms over time, no matter how complex or erratic this pattern may be, will be as neutral in its effects as a single, 'once for all reform' of textbook fame. Logic does not permit us the luxury of accepting the second 'long-run' conclusion as sensible and rejecting the first, 'short-run' conclusion as 'extreme': the one follows from the other" [Lucas, 1981c, S. 562].

Betrachtet man die "Währungsreformen" nicht als angekündigt, sondern unterteilt man die Änderungen der Geldpolitik in eine erwartete und eine unerwartete Komponente, erhält man den für den Konjunkturzyklus verantwortlichen, nichtneutralen Effekt der Geldpolitik. "In constructing an explicit model with this feature, it turns out to be necessary to model people as being too short on information to be able to diagnose the money movement for what it is... One needs to add a certain amount of the right kind of confusion to the system" [ibid.] (2). Modelle dieser Art haben dann die Implikationen sowohl der langfristigen Neutralität des Geldes - entsprechend der "natural rate hypothesis" - als auch der geldpolitisch induzierten Konjunkturzyklen (à la Friedman, Schwartz [1963]).

Durch die Kombination der Gleichgewichtsannahme mit der Hypothese der rationalen Erwartungen kommen die neuen klassischen Makromodelle der Neutralitätseigenschaft des nichtstochastischen klassischen Modells sehr nahe (3). Die Geldpolitik ist selbst auf kurze Sicht ohne Wirkung auf reale Größen, wenn sie von den Wirtschaftssubjekten antizipiert wird: "... money is not a 'veil' in the model,... But it turns out that it is best to predict as if money were a veil" [Sargent, 1976a, S. 213 f.].

4. Unvereinbarkeit mit der üblichen Praxis der empirischen Analyse

In den siebziger Jahren war die wirtschaftliche Entwicklung in den Industrieländern durch tendenziell steigende Arbeitslosenquoten und steigen-

(1) "... one devises a setup in which changes in money are, in effect, currency reforms..." [Lucas, 1981c, S. 561].

(2) Diese Konfusionen werden in den Modellen jeweils spezifiziert. Vgl. dazu Kapitel III.

(3) H.I. Grossman [1980] bemerkt, daß weder die Neutralität des Geldes noch deren Fehlen allein aus der "natural rate hypothesis" oder der "rational expectations hypothesis" folgen.

de Inflationsraten gekennzeichnet. Dies widersprach der keynesianischen Theorie der stabilen, negativ geneigten Phillips-Kurve [Gebert, Scheide, 1980, S. 60 ff.]. Nach dieser Theorie und den Prognosen, die aus den großen ökonomischen Modellen abzuleiten waren, hätten die Zunahme der Budgetdefizite, die forcierte Geldmengenerweiterung und die Beschleunigung der Inflation eigentlich zu einem kräftigen Anstieg der Beschäftigung führen müssen. Daß dies nicht eintrat (1), wird von einigen Vertretern der neuen klassischen Makromodelle als Versagen der keynesianischen Theorie und der darauf basierenden empirischen Modelle gewertet (2). Denn diese Theorie kann diese Beobachtung nicht erklären. Vielmehr sprach die tatsächliche Entwicklung eher für eine andere Hypothese. Obwohl Friedman und Phelps die Inflation der siebziger Jahre sicherlich nicht voraussahen, war ihre Prognose auf der Basis der "natural rate hypothesis" allgemeingültig formuliert: "In einer Dekade mit hoher Inflation könne es im Durchschnitt nicht eine geringere Arbeitslosigkeit geben als in einer Dekade mit wenig Inflation. Lucas [1981c, S. 560] sieht in dem Vergleich der tatsächlichen Entwicklung mit diesen divergierenden Prognosen einen Test: "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."

Welche Implikationen hat dieser "Test" für die keynesianische Theorie des Konjunkturzyklus, die wirtschaftspolitischen Schlußfolgerungen und insbesondere die Hypothese, daß die gesamtwirtschaftliche Produktion steuerbar sei (3)? Genau hier setzt die Argumentation der Vertreter der neuen klassischen Makromodelle an. Sie zeigen, daß die keynesianischen Methoden bei der empirischen Analyse und die Implikationen für die Wirtschaftspolitik völlig unvereinbar sind mit denen der Gleichgewichtsmodelle mit rationalen Erwartungen. Die Kontroverse konzentriert sich auf die Theorie der Phillips-Kurve, wenn auch der Anspruch dieser Modelle umfassender formuliert ist (4).

-
- (1) Thesen zur Erklärung einer positiven Korrelation zwischen Inflation und Arbeitslosigkeit nennt Friedman [1977].
 - (2) Mit sehr drastischen Worten wird dies bei Lucas, Sargent [1978] kommentiert: "wildly incorrect", "spectacular failure of the Keynesian models" usw. Außerdem Lucas [1980b, S. 203 f.]: "The stagflation error did not occur in the privacy of the seminar room, a puzzle of interest to professionals only. It occurred after the idea of a stable inflation - unemployment trade-off had become accepted by the public generally as the central construct in discussing macroeconomic policy, and after wide public acceptance of the idea that movements along the Phillips curve were technically within the control of economic managers."
 - (3) Hinter der Idee der Stabilitätspolitik steht "... a belief that policy could effect immediate, or very short-term, movement of the economy from an undesirable current state, however arrived at, to a better state" [Lucas, 1977, S. 8].
 - (4) Es geht generell um den Zusammenhang zwischen wirtschaftspolitischen Maßnahmen und den Reaktionen der Wirtschaftssubjekte.

a. Adaptive versus rationale Erwartungen

Die Formulierung einer Erwartungshypothese ist entscheidend in einem Modell, das die Effekte wirtschaftspolitischer Maßnahmen auf Variable wie Einkommen, Beschäftigung und Preise abschätzen will. Man mag nun Belege dafür finden, daß die Keynesianer die Hypothese der rationalen Erwartungen oder der natürlichen Arbeitslosenquote akzeptieren (1). Jedoch ist unklar, welche Konsequenzen daraus für die keynesianische Analyse gezogen werden. Sie können nicht darauf hinauslaufen, sowohl die eine (keynesianische) wie auch die andere (monetaristische) These zu akzeptieren. Denn beide Hypothesen haben Implikationen für die Wirtschaftspolitik, die sich gegenseitig ausschließen (2). Die Verbindung zwischen den zwei konkurrierenden Theorien lasse sich - so Lucas [1981c] - auch nicht dadurch herstellen, daß man in der kurzen Frist eine keynesianische Politik betreibt, auf lange Sicht jedoch den Thesen von Friedman und Phelps folgt. Denn dadurch, daß man beispielsweise die Geldpolitik von Jahr zu Jahr als Stabilisierungsinstrument einsetzt, verliert man den notwendigen Freiheitsgrad für die lange Frist (3).

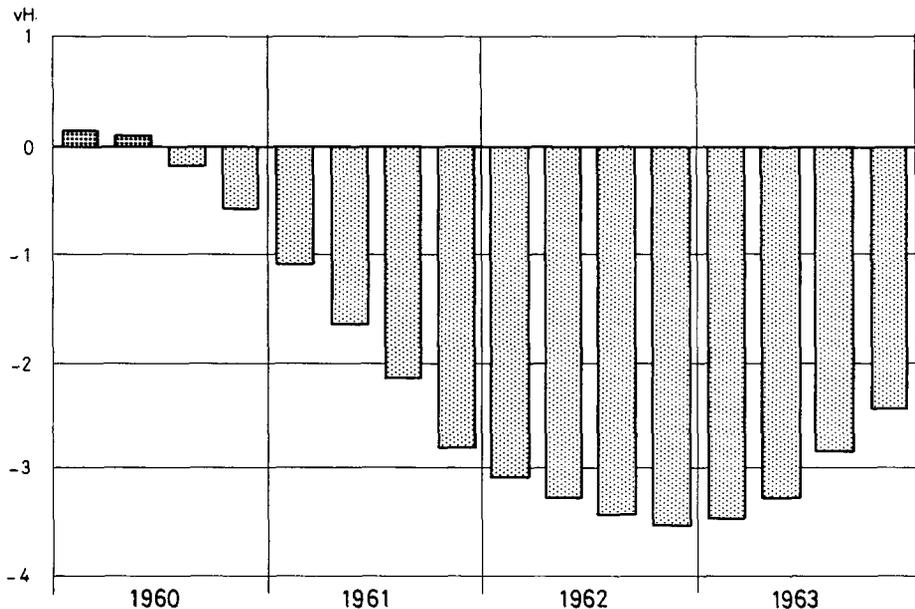
Der Unterschied zwischen rationalen und nichtrationalen (z.B. adaptiven) Erwartungen besteht darin, daß letztere systematische Fehler zulassen. Daß dies nicht nur zu unterschiedlichen Prognosen der wirtschaftlichen Entwicklung, sondern auch zu sich widersprechenden Empfehlungen für die Wirtschaftspolitik führen kann, soll an einem Beispiel demonstriert werden. Anderson [1978] führt eine Simulationsrechnung mit dem St. Louis-Modell durch, um die erhebliche Diskrepanz zwischen rationalen und adaptiven Erwartungen aufzuzeigen. Dieses Modell wird nicht deshalb verwendet, weil es besonders typische keynesianische Eigenschaften hat (4), sondern weil es für die Fragestellung leichter zu handhaben ist als alternative Systeme mit über einhundert Gleichungen (5). Prinzipiell - so will Anderson demonstrieren - weist es die gleichen Unzulänglichkeiten auf wie andere Modelle mit adaptiven Erwartungen, wenn es um Simulationen geht. Die Schätzgleichungen für den Zusammenhang zwi-

-
- (1) "Most Keynesian economists accepted the thrust of the Phelps-Friedman analysis..." [Tobin, 1980b, S. 39].
 - (2) "Here we have Model A, that makes a particular prediction. We have Model B, that makes a 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" [Lucas, 1981c, S. 560 f.].
 - (3) "If we concede that Model A gives us an inaccurate view of the 'long-run', then we have conceded that it leads us to bad short-run decisions because these conditions are sufficient to dictate our long-run situation as well. (This is not a hypothetical story of the 1980s, is it? It is a history of the 1970s)" [Lucas, 1981c, S. 561].
 - (4) Tatsächlich wird es von den Autoren als monetaristisch beschrieben.
 - (5) Aus dem gleichen Grund beziehen sich auch Granger, Newbold [1977a, S. 202 ff.] auf dieses Modell, um die Gefahr der "spurious regressions" zu demonstrieren, obwohl dies nicht nur für dieses Modell gilt.

schen Geldmenge, Preisniveau, Preiserwartungen und Arbeitslosigkeit werden benutzt, um die folgende Frage zu untersuchen: Wie entwickeln sich Inflationsrate und Arbeitslosenquote, wenn die Geldmengenexpansionsrate zwischen 1960 und 1963 (= 16 Quartale) 8 vH beträgt?

Die Simulation mit dem Modell ergibt eine "perfekte" Phillips-Kurve. Im Ausgangspunkt beträgt die Arbeitslosenquote 6 vH, die Inflationsrate liegt bei 2 vH (1. Quartal 1960); im weiteren Verlauf nimmt die Arbeitslosenquote deutlich ab (auf weniger als 2 vH), die Inflationsrate steigt auf 12 vH (4. Quartal 1963). Die Abnahme der Arbeitslosigkeit kommt zustande, weil die Erwartungen bezüglich der Inflationsrate anhaltend falsch sind. Der Prognosefehler, also die Differenz zwischen der Inflationsrate, die das Modell schätzt, und der Rate, die die Wirtschaftssubjekte modellgemäß erwarten, hat gemessen als Jahresrate den in Schaubild 1 gezeigten Verlauf.

Schaubild 1 - Erwartete minus tatsächliche Inflationsrate im St. Louis-Modell (Anderson [1978])



Die Inflationsrate wird also für die Dauer des Experiments erheblich unterschätzt. Zum Beispiel beträgt der Prognosefehler Ende 1962 etwa 3,5 vH. Dennoch prognostizieren die Wirtschaftssubjekte gemäß dieser Simulation für das 1. 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

(1) Dieses Ergebnis ist unabhängig vom Zeitraum für die Simulation. Ähnliche Ergebnisse finden sich auch bei einem Mitbegründer des Mo-

Hypothese rationaler Erwartungen und letztlich auch der monetaristischen Argumentation (1). Wie groß diese Diskrepanz ist, zeigt die Alternativrechnung für dieselbe Periode. Es werden jetzt rationale Erwartungen unterstellt; dies wird so gehandhabt, daß die Prognose für die Inflationsrate dem entspricht, was die Preisgleichung des Modells aufgrund der vorgegebenen Geldpolitik ergibt (2). Das Ergebnis ist hier völlig anders: Der Trade-off ist marginal, die Arbeitslosenquote nimmt bereits nach der Hälfte der Simulationsperiode wieder zu, nach Ablauf von weniger als vier Jahren ist sie etwa so hoch wie im Ausgangspunkt; die Inflationsrate liegt bei etwa 7 vH.

Mit diesem Beispiel kann zwar nicht bewiesen werden, 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 Theorien rationaler und adaptiver Erwartungen unvereinbar erscheinen. Dies liegt daran, daß die Behandlung der Erwartungsfehler bei der einen Hypothese im Widerspruch zur Behandlung bei der jeweils anderen steht: Bei adaptiven Erwartungen wird unterstellt, daß die Wirtschaftssubjekte auf die gleiche Art prognostizieren wie in der Vergangenheit. Dieses Vorgehen führt dann zu systematischen Erwartungsfehlern, wenn sich die Politik ändert. Derjenige, der die Hypothese rationaler Erwartungen unterstellt, schließt dagegen eine Systematik aus und postuliert, daß sich die Prognosefehler auch bei der neuen Politik nicht ändern, die Wirtschaftssubjekte also ihre "Prognoseregeln" den neuen Verhältnissen anpassen.

Unvereinbar erscheinen die beiden Hypothesen deshalb auch im Hinblick auf die möglichen Empfehlungen für die Wirtschaftspolitik. Ein Vertreter der Hypothese adaptiver Erwartungen würde aufgrund der Modellergebnisse dafür plädieren, die Geldmenge stärker auszudehnen. Denn die Effekte auf die Beschäftigung sind anhaltend positiv, sie nehmen im Zeitablauf nur sehr langsam ab. Das Realeinkommen ist folglich während der gesamten Periode und auch nach Ablauf des Anpassungsprozesses höher als in der Ausgangssituation, eine Erhöhung der Inflationsrate verspricht also dauerhaft positive Effekte auf das Realeinkommen. In diesem Beispiel

dells, nämlich Carlson [1978], für die siebziger bzw. achtziger Jahre.

- (1) Ein zweiter Widerspruch zwischen dem St. Louis-Modell und der monetaristischen These ist, daß nach Ablauf des Anpassungsprozesses die Realkasse höher ist als im Ausgangspunkt. Der Grund dafür ist, daß die Inflationsrate über lange Zeit niedriger ist als die Rate für die Geldmengenerweiterung. Nach der monetaristischen Theorie wäre aber allenfalls eine gleich hohe, wahrscheinlich eine niedrigere reale Kassenhaltung zu erwarten (Cagan'sche Geldnachfragefunktion).
- (2) Dies ist eine mögliche Interpretation der Hypothese rationaler Erwartungen: Jedes Modell muß die Möglichkeit zulassen, daß die Wirtschaftssubjekte so klug sind wie das Modell selbst bzw. nicht systematisch schlechter prognostizieren oder daß sie ihre Erwartungen in Kenntnis der "richtigen" ökonomischen Theorie bilden. Jedes Modell nimmt für sich in Anspruch, die "wahren" Zusammenhänge abzubilden. Daher ist es nach der Hypothese der rationalen Erwartungen zwingend anzunehmen, daß die Wirtschaftssubjekte dieses Modell kennen und danach handeln.

wurde die Geldmengenexpansion aber nicht einmal fortlaufend forciert. Bei adaptiven Erwartungen würde die erwartete Inflationsrate der tatsächlichen auf Dauer hinterherhinken, wenn die Geldpolitik ständig expansiver würde (1). Theoretisch verspricht diese Eigenschaft, daß das Realeinkommen beliebig lange über dem natürlichen Niveau gehalten werden kann (2).

In gewisser Weise gibt es auch bei der Hypothese der rationalen Erwartungen ein "adaptives Element". Es besteht ganz einfach darin, daß zur Prognose wichtiger Variablen, z.B. der Inflationsrate, Daten aus der Vergangenheit herangezogen werden. So kann es im Rahmen dieser Theorie durchaus sinnvoll sein, einen autoregressiven Prozeß zu unterstellen oder auch "distributed lags" [Muth, 1960] einer Variablen zu verwenden. Dieses Vorgehen entspricht der Hypothese der rationalen Erwartungen dann, wenn dadurch die in Abschnitt 11.2 genannten Bedingungen der Unverzerrtheit und der Effizienz erfüllt sind, die Prognosefunktion also optimal ist. Diese Annahmen werden jedoch verletzt, wenn die Parameter dieser Funktionen nicht geschätzt, sondern ad hoc vorgegeben werden. Diese "ad-hoc restrictions", so plausibel sie auch begründet sein mögen, entsprechen nicht dem Postulat der rationalen Erwartungen.

b. Bedeutung eines sich ändernden "policy regime"

In dem oben beschriebenen Beispiel wurden die Effekte einer Geldpolitik simuliert, die so in dem für die Schätzung des Modells zugrundeliegenden Untersuchungszeitraum nicht typisch ist. Denn die Geldmengenexpansionsrate blieb für vier Jahre konstant, während die Geldpolitik tatsächlich nicht so stetig war. Daraus leitet sich eine weitere Kritik ab, die die Vertreter der neuen klassischen Makromodelle an der Praxis der Simulationsrechnungen üben.

Generell ist für die Prognose mit einem ökonometrischen Modell - gleich welcher Art - entscheidend, daß die geschätzten Parameter konstant sind oder sich in einer Weise ändern, die voraussehbar ist. In der Regel sind die existierenden Modelle als reduzierte Form formuliert, das heißt, die Parameter sind Kombinationen der Parameter eines zugrundeliegenden strukturellen Modells. Das Identifikationsproblem besteht darin, daß mit der reduzierten Form eine theoretisch unendliche Zahl von strukturellen Formen vereinbar ist. Um dennoch Aussagen über die strukturellen Parameter machen zu können, muß man zusätzliche Informationen über sie haben, das heißt, man führt bestimmte Restriktionen ein. In der Art, wie diese Restriktionen gemacht werden, können sich ökonometrische Modelle erheblich unterscheiden. Werden nun in einem Modell nichtrationale (z.B. adaptive), in einem anderen rationale Erwartungen unterstellt, können die Prognosen der Wirkungen wirtschaftspolitischer Maßnahmen völlig verschieden sein. Dies soll formal an einem einfachen Bei-

(1) Selbst eine regelmäßige Erhöhung der Geldmengenexpansionsrate um z.B. 2 vH p.a. würde von den Wirtschaftssubjekten nicht erkannt oder zumindest nicht entsprechend in höhere Inflationserwartungen umgesetzt.

(2) "... unlimited real output gains from a well-chosen inflationary policy" [Lucas, 1972a, S. 53].

spiel demonstriert werden (1).

Es sei folgendes Modell für den Zusammenhang zwischen der Geldmenge m und dem Preisniveau p unterstellt (2):

$$[6] \quad m_t - p_t = - (E_t p_{t+1} - p_t) + u_t$$

$$[7] \quad m_t = \alpha m_{t-1} + v_t$$

Gleichung [6] ist eine Version der Caganschen Geldnachfragefunktion. Die reale Geldmenge ($m-p$) ist eine Funktion der erwarteten 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 (policy regime): Die Geldmenge der Periode t ist abhängig von der Geldmenge in der Vorperiode. 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 bei einer bestimmten Vorgabe für die Geldmenge 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 der Gleichungen [6] und [7]. Dies impliziert, daß sie jeden Wechsel in der Geldmengenregel erkennen und entsprechend ihre Erwartung bezüglich des Preisniveaus ändern. Damit wird also eine spezifische Restriktion für die Modelllösung eingeführt. Das Preisniveau ergibt sich dann aus:

$$[8] \quad p_t = \frac{1}{2-\alpha} m_t - \frac{1}{2} u_t \quad \text{bzw.}$$

$$[9] \quad p_t = \frac{\alpha}{2-\alpha} m_{t-1} + \frac{1}{2-\alpha} v_t - \frac{1}{2} u_t$$

Die Koeffizienten der Geldmenge in den Schätzgleichungen hängen also im Falle der rationalen Erwartungen von der Geldmengenregel ab. Steigt α , das heißt, nimmt die Geldmenge stärker zu als zuvor, wird auch ein der Gleichung [9] 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 Analyse [Turner, Whiteman, 1981, S. 9] (3) -,

-
- (1) Nach Turner, Whiteman [1981]. Diese Kritik an der Herleitung wirtschaftspolitischer Empfehlungen (critique of policy-evaluation) findet sich vor allem in dem Aufsatz von Lucas [1976]. In dem hier gewählten Beispiel ist neu, daß die Autoren auch auf die Herleitung der Konfidenzintervalle abstellen.
 - (2) m und p sind jeweils Logarithmen der entsprechenden Variablen.
 - (3) "Until only recently, received dynamic econometric practice ignored this principle and routinely deduced policy conclusions by assuming that people's rules of choice would not vary, for example, with the government's choices of laws of motion for variables such as tax rates, government purchases, and so on" [Sargent, 1981, S. 214].

dann erhält man:

$$[10] \quad p_t = \theta m_t - \frac{1}{2} u_t \quad \text{bzw.}$$

$$[11] \quad p_t = \theta \alpha m_{t-1} + \theta v_t - \frac{1}{2} u_t$$

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 freilich so lange ohne Konsequenzen, wie das "policy regime", repräsentiert durch den strukturellen Koeffizienten α , konstant ist (1).

In Simulationsrechnungen wird aber eben eine solche Änderung der Politik angestrebt. Man gibt beispielsweise vor, in der Periode $t+k$ ein bestimmtes Preisniveau (p_{t+k}) zu erreichen. Aus der Gleichung [11] läßt sich die neue Geldmengenregel ableiten. Der Pfad des Preisniveaus für den Simulationszeitraum von 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 (2). Dieser Unterschied zwischen dem Pfad der üblichen Simulationsrechnung und dem bei rationalen Erwartungen ist so groß, daß man ihn nicht mit dem Hinweis darauf übergehen kann, daß die Konfidenzintervalle relativ groß sind und man daher nicht zwischen den Prognosen unterscheiden kann. Denn, so lautet das wichtige Ergebnis der Analyse bei Turner und Whiteman, die Konfidenzintervalle brauchen sich nicht zu überschneiden.

Dies ist die von Lucas [1976] formulierte Kritik an der Simulierung der Effekte wirtschaftspolitischer Maßnahmen (policy-evaluation). In Simulationen wird meist unterstellt, daß sich das Verhalten der Wirtschaftssubjekte nicht ändert, wenn eine andere Politik verfolgt wird, sich also das "policy regime" ändert. Eine Simulation auf der Basis eines Modells der reduzierten Form muß die Annahme machen, daß die Änderung der exogenen Variablen von den Wirtschaftssubjekten immer auf die gleiche Weise interpretiert wird (3), etwa daß Steuersatzänderungen stets für permanent gehalten werden [Lucas, 1976, S. 30]. Übertragen auf das

-
- (1) Dies ist das Phänomen, das im Rahmen der "observational equivalence" beschrieben wird. Vgl. dazu Abschnitt III.3.
 - (2) "If the public's perceptions are accurate, then the way in which its expectations are formed will change whenever policy changes, which will lead to changes in the parameters... of the reduced form. It is consequently improper to manipulate that reduced form as if its parameters were invariant..." [Sargent, Wallace, 1976, S. 174].
 - (3) "To assume stability... under alternative policy rules is thus to assume that agents' view about the behavior of shocks to the system are invariant under changes in the true behavior of these shocks. Without this extreme assumption, the kinds of policy simulations called for by the theory of economic policy are meaningless" [Lucas, 1976, S. 25].

Beispiel der Phillips-Kurve heißt das, daß mit den "herkömmlichen Modellen" (Lucas) allenfalls Simulationen entlang einer einzigen, empirisch geschätzten Phillips-Kurve möglich sind. Wird die Politik jedoch so geändert, daß eine höhere Inflationsrate erwartet wird, so ändern sich die Parameter der reduzierten Form sofort (1), die Phillips-Kurve verschiebt sich in den ungünstigeren Bereich (parameter drift) (2). Dies bedeutet bei der verwendeten reduzierten Form automatisch einen Strukturbruch. Deshalb ist z.B. ein Modell, mit dem die Phillips-Kurve geschätzt wurde, selbst dann nicht für Simulationen geeignet, wenn die Anpassung für die Vergangenheit gut war (3). Die Vertreter der neuen klassischen Makromodelle sehen darin einen wesentlichen Grund für die Fehlprognosen der großen ökonometrischen Modelle in den siebziger Jahren: Obwohl sie die sechziger Jahre offensichtlich gut abbilden konnten, war ihr Erklärungswert für das folgende Jahrzehnt gering, als die Politik sich änderte und zu immer mehr Inflation führte.

c. Wirtschaftspolitische Implikationen der neuen klassischen Theorie

Die oben zitierte Kritik der Vertreter der neuen klassischen Makromodelle an der Vorgehensweise bei Simulationen besagt für sich genommen nicht, daß die Gleichgewichtsmodelle mit rationalen Erwartungen die überlegene Theorie darstellen. Es wurde aber eine Fehlerquelle aufgedeckt, die die Strukturbrüche und mithin die Fehlprognosen der keynesianischen Modelle erklären könnte. Vor allem aber sollte dargestellt werden, daß die Implikationen der neuen klassischen Theorie für die Wirtschaftspolitik unvereinbar sind mit denen, die aus der keynesianischen Theorie abgeleitet und mit den ökonometrischen Modellen untermauert werden.

Die Implikation der neuen klassischen Modelle ist nicht, daß die Geldpolitik oder die Wirtschaftspolitik generell keine Effekte habe (4). Die Be-

-
- (1) "The hope is that the changes in θ (= reduced form parameter, J.S.) induced by policy changes will occur slowly, and that conditional forecasting based on tracking models will therefore be roughly accurate for a few periods. This hope is both false and misleading" [Lucas, 1976, S. 39].
 - (2) Die Verschiebung erfolgt im Ausmaß der Änderung der erwarteten Inflationsrate - "expectations-adjusted Phillips curve" [Friedman, 1977].
 - (3) "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].
 - (4) "Since the expectations at any moment of time are given, the more expansionary are the Fed's actions 'this month', the lower will be 'this month's' unemployment rate, even if the proposition is valid (= rational expectations hypothesis, J.S.). Evidently, what the latter does suggest is that the Fed's choice among alternative reaction patterns, sustained over many periods of time, will have negligible effects on the level and variability of unemployment rates averaged

hauptung, die Hypothese rationaler Erwartungen unterstelle, daß die Geldpolitik in jedem Fall auch auf kurze Sicht neutral sei, trifft nicht zu. Vielmehr geht es der neuen klassischen Theorie darum zu erklären, daß die Effekte der Geldpolitik auf die wirtschaftliche Aktivität nicht hinreichend genau abzuschätzen sind. Der kurzfristig durchaus mögliche Trade-off wird in einem Gleichgewichtsmodell abgeleitet und beruht nicht auf der willkürlichen Annahme über die Geldillusion. Entscheidend ist in diesen Modellen die Betonung, daß es für die Prognose der Effekte wirtschaftspolitischer Maßnahmen darauf ankommt, wie die Politik von den Wirtschaftssubjekten eingeschätzt wird (1). Für den Zusammenhang zwischen Geldpolitik und wirtschaftlicher Aktivität (2) gilt dabei folgendes:

- (i) Wenn die Geldpolitik einer antizyklisch konzipierten Regel folgt (Reaktionsfunktion) und die Wirtschaftssubjekte wissen, daß die Geldpolitik auf eine konjunkturelle Abschwächung mit einer expansiven Politik reagiert, passen sie sich im voraus entsprechend an. Dann gilt: "... the probability distribution of output is independent of the deterministic money supply rule in effect, ..." [Sargent, Wallace, 1975, S. 242]. Da die reale Entwicklung nur durch den unvermeidlichen Erwartungsfehler beeinflusst wird, ist wegen der postulierten Eigenschaft dieser Prognosefehler (3) kein systematischer Einfluß der Geldpolitik auf das Realeinkommen möglich (4). Dies gilt auch, wenn man unterstellt, daß die Preise und Löhne für eine Periode im voraus fixiert sind [vgl. McCallum, 1977] (5).

over these periods. The distinction between policy actions and policy rules is crucial" [McCallum, 1979, S. 285]. Ferner wird nicht in Frage gestellt, daß institutionelle Regelungen (Mindestlohngesetzgebung, Wettbewerbsbeschränkungen usw.) die Arbeitslosenquote beeinflussen.

- (1) "... our ability as economists to predict 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)" [Lucas, 1980b, S. 205].
- (2) Die Argumentation wird auf dieses Beispiel bezogen, sie gilt aber prinzipiell für jeglichen Zusammenhang zwischen wirtschaftspolitischen Maßnahmen und Reaktionen der Wirtschaftssubjekte.
- (3) Die Fehler sind annahmegemäß nicht prognostizierbar ("random and uncorrelated with past values of all relevant macroeconomic variables").
- (4) "... there is no feedback rule that the authority can employ and expect to be able systematically to fool the public" [Sargent, Wallace, 1976, S. 178].
- (5) Die Annahme, daß die Preise und Löhne für mehrere Perioden im voraus fixiert sind, würde im Widerspruch zur Grundthese des optimalen Verhaltens stehen. "... (die Wirtschaftssubjekte kennen) die deterministische und auch die autoregressive stochastische Struktur. Unter diesen Umständen wissen die Akteure, daß in der nächsten Zeiteinheit neue Marktbedingungen erwartet werden müssen" [Bruner, 1981, S. 399].

- (ii) Sollte die geldpolitische Instanz anstreben, die Reaktionsfunktion zu ändern - beispielsweise die Geldmengenexpansionsrate in der Rezession stärker zu erhöhen als in vergleichbaren Phasen der Vergangenheit -, ist der gewünschte Effekt auf das Realeinkommen nur dann zu erwarten, wenn die Wirtschaftssubjekte diesen Wechsel nicht erkennen (1). Nach Auffassung der neuen klassischen Theorie ist es unwahrscheinlich, daß sich eine solche Änderung über längere Zeit verheimlichen läßt und ein systematischer Einfluß ausgeübt werden kann (2). In jedem Fall wäre die Prognose der Effekte einer solchen Politik mit großer Unsicherheit behaftet. Umgekehrt müßte gemäß dieser Argumentation eine Strategie scheitern, bei der ein bestimmter Realeinkommensanstieg festgelegt und die Geldpolitik entsprechend ausgerichtet wird. Denn nach dieser Theorie kommt es auf die Differenz zwischen tatsächlicher und erwarteter Geldmenge an. Jedoch: "... there is no way that the authority can expect to set this gap at some desired nonzero level" [Sargent, 1976a, S. 213].
- (iii) Die Vertreter der neuen klassischen Makromodelle behaupten daher - und versuchen dies empirisch zu untermauern (3) -, daß eine aktivistische Politik (mit einer konstanten oder sich ändernden Reaktionsfunktion) einer stetigen Politik nicht überlegen ist (4). Sie plädieren generell gegen jegliche diskretionäre Eingriffe, das heißt gegen eine Politik, die nicht bestimmten Regeln folgt (5). Gegen solche Maßnahmen spreche, daß ihre Effekte auf die wirtschaftliche Aktivität nicht hinreichend genau abzuschätzen seien. Denn in einem ökonometrischen Modell können nur solche Zusammenhänge abgebildet und zur Prognose herangezogen werden, für die es einen längeren Stützbereich gibt. Diese Anforderung erfüllt eine diskretionäre Politik aber nicht. "Even to begin to assess the likely consequences of these policies in anything like a scientific way is clearly well beyond the current limits of our discipline" [Lucas, 1980b, S. 209].

-
- (1) "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" [Sargent, Wallace, 1976, S. 180]. Man mag bestreiten, daß die Notenbank selbst ihr Reaktionsmuster genau kennt oder bewußt eine Änderung anstrebt. Doch mindert die Annahme über ein bestimmtes Notenbankverhalten nicht die Relevanz der Implikation der Hypothese rationaler Erwartungen.
- (2) Abgesehen davon wird bestritten, daß die bewußte Ausnutzung von Prognosefehlern überhaupt wünschenswert ist: "I find it hard to believe that any policymaker would want to base his actions on the presumption that some particular error pattern will obtain in the future" [McCallum, 1980b, S. 718]. Vgl. dazu auch Kapitel VI.
- (3) Vgl. dazu die Diskussion der empirischen Ergebnisse in Kapitel III.
- (4) Hinsichtlich des Ziels, die Entwicklung des Realeinkommens zu stabilisieren. Vgl. hierzu auch Abschnitt III.3.
- (5) Beispiele sind Ad-hoc-Änderungen von Steuersätzen, Staatsausgaben etc.

5. Relevanz der Annahmen in den neuen klassischen Makromodellen

Die neuen klassischen Makromodelle werden häufig wegen ihrer unrealistischen Annahmen kritisiert. Diese seien ad hoc getroffen, für sie gäbe es keine empirische Evidenz [Tobin, 1980a, S. 788]. Generell seien die Modelle "an intellectually ingenious construct that does not describe the societies in which we happen to live..." [Tobin, 1980b, S. 46]. Auf diese Kritik soll im folgenden auf zweifache Weise eingegangen werden. Zunächst werden einige Postulate der positiven Ökonomik diskutiert; dann erfolgt die Prüfung, ob es eine Evidenz zugunsten des einen oder anderen Modelltyps gibt oder überhaupt geben kann.

Theorie und Realität

Eine Hypothese besteht aus zwei Teilen: "first, a conceptual world or abstract model simpler than the 'real world' and containing only the forces that the hypothesis asserts to be important; second, a set of rules defining the class of phenomena for which the 'model' can be taken to be an adequate representation of the 'real world' and specifying the correspondence between the variables or entities in the model and observable phenomena" [Friedman, 1953, S. 24]. Bei der Erstellung eines Konjunkturmodells sollte versucht werden, eine künstliche Volkswirtschaft zu artikulieren [Lucas, 1977, S. 11], statt die Realität "photographisch" abzubilden. Ziel der Konjunkturtheorie muß nach Lucas [1980a, S. 697] sein, "an explicit set of instructions for building a parallel or analogue system - a-mechanical imitation economy" zu finden.

In jedem Modell wird unterstellt, daß die Wirtschaftssubjekte sich so verhalten, als ob sie den zugrundeliegenden Annahmen folgten. In der Preistheorie wird das Postulat der Gewinnmaximierung nicht so verstanden, daß jeder Unternehmer volle Information besitzt, alle relevanten Kosten- und Nachfragefunktionen kennt oder die marginalen Kosten und Erträge jeder Aktivität berechnet. Man kann, um bestimmte Fragestellungen zu beantworten, so tun, als seien diese Annahmen erfüllt. "Realistisch" sind sie in dem Sinne, als jeder Unternehmer, der sich nicht so verhält - und sei es auch nur intuitiv -, früher oder später durch den Wettbewerb verdrängt wird.

Als wichtigstes Kriterium für die Relevanz von Modellen wird von den meisten Ökonomen anerkannt, daß die Aussagen oder Prognosen an der Realität gemessen werden sollen (1). Jedes Modell hat - folgt man dieser Auffassung in der Methodologie - den Anspruch, so lange nicht verworfen zu werden, wie die aus ihm abgeleiteten Prognosen korrekt sind bzw. die Prognosegüte von anderen Modellen nicht übertroffen wird. Die Vertreter der Gleichgewichtstheorie erblicken ihre Bestätigung vor allem darin, daß - wie sie zu demonstrieren versuchen - die alternative, keynesianische Theorie sowohl bei Prognosen als auch bei den wirtschaftspolitischen Empfehlungen versagt hat [vgl. insbesondere Lucas, Sargent, 1978].

(1) "... to be tested ... by the congruence with observations of their joint implications" [Tobin, 1980a, S. 789].

Anhaltspunkte für den Realitätsgehalt der Annahmen

"The market-clearing assumption is just that, an assumption" [Tobin, 1980a, S. 788]. Die Annahme, daß die Märkte permanent geräumt sind, läßt sich nicht durch Beobachtung erhärten (1). Ebenso wenig kann als Datum angesehen werden, daß sich z.B. der Arbeitsmarkt über längere Sicht im Ungleichgewicht befindet. "The facts we actually have, however, are simply the available time series on employment and wage rates, plus the responses to our unemployment surveys. Cleared markets is simply a principle, not verifiable by direct observation, which may or may not be useful in constructing successful hypotheses about the behavior of these series" [Lucas, Sargent, 1978, S. 64]. Eine gewisse Unterstützung erhält die Gleichgewichtshypothese durch die zahlreichen Untersuchungen zur Effizienz der Finanzmärkte (2). Diese beziehen sich auf die Kursbildung an Aktien-, Anleihen- und Devisenmärkten und kommen überwiegend zu dem Schluß, daß es ex ante keine ausbeutbaren Gewinne gibt. Die Annahme, daß andere Märkte (Güter- und Arbeitsmärkte) im Ungleichgewicht sind, wäre dann eine asymmetrische Argumentation, die z.B. mit Rigiditäten zu begründen wäre. Ziel der Gleichgewichtsmodelle, die in Kapitel III ausführlich beschrieben werden, ist es zu zeigen, daß diese Märkte in ganz ähnlicher Weise funktionieren (3), wenn auch für sie größere Wirkungsverzögerungen unterstellt werden.

Die Hypothese der rationalen Erwartungen beinhaltet ebenfalls nicht, daß alle Wirtschaftssubjekte sich gemäß einer bestimmten Theorie verhalten und beispielsweise die in Abschnitt II.2 beschriebenen Gleichungen explizit lösen (perform mental gymnastics). Für viele wird es genügen, einfach Prognosen von solchen Institutionen zu übernehmen, die sich professionell damit befassen (private oder öffentliche Wirtschaftsforschungsinstitute, Regierungen usw.) (4).

Die Annahme, daß Informationen vollkommen effizient genutzt werden, mag sehr streng sein und die Realität möglicherweise nicht richtig beschreiben. Jedoch wäre auch jede andere Annahme über den Grad der Effizienz oder Ineffizienz willkürlich, da sie durch die Beobachtungen allein nicht erhärtet werden kann (5). Deshalb wird lediglich angenom-

-
- (1) "The issue whether to treat observed prices and quantities as market clearing arouses more controversy than it deserves. I prefer thinking of markets as cleared partly because of logical difficulties with the leading alternative way... and partly because it leads the theory into the crucial questions of intertemporal substitution and expectations and away from the mechanical 'auctioneer' of the standard economics" [Lucas, 1972a, S. 51].
 - (2) Vgl. den Überblick bei Fama [1970] und auch Begg [1982].
 - (3) Einkommens- und Beschäftigungsschwankungen werden durch unerwartete Schocks erklärt.
 - (4) Für eine Privatperson mag es durchaus rational sein, die zu geringen Kosten verfügbaren Prognosen eines "Finanzexperten" zu übernehmen - sofern sich seine Voraussagen überwiegend als richtig erwiesen haben -, statt selbst einen großen Aufwand zu treiben.
 - (5) McCallum [1980b, S. 718] schreibt über die Relevanz der rationalen 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

men, daß z.B. solche Unternehmer, die systematische Fehler begehen, früher oder später aus dem Markt gedrängt werden. Begg [1982, S. 63] argumentiert ferner, daß individuelle Fehler sich möglicherweise ausgleichen (law of large numbers), so daß das durchschnittliche Verhalten den postulierten Annahmen über das Aggregat durchaus entsprechen kann (1).

In den konkret formulierten Gleichgewichtsmodellen und in den empirischen Tests spielt die Größe "erwartete Geldmenge" eine zentrale Rolle. In dem Ansatz von Brunner, Cukierman und Meltzer ist die für permanent gehaltene Geldmengenexpansionsrate, die sich nicht mit trivialen Formeln beschreiben läßt, für den Konjunkturzyklus entscheidend (vgl. III.4). Ist es realistisch anzunehmen, daß die Wirtschaftssubjekte Erwartungen für eine Variable bilden, die die überwiegende Mehrheit überhaupt nicht zur Kenntnis nimmt? Zunächst ist die Theorie des monetär induzierten Konjunkturzyklus bereits eine Vereinfachung. Wenn ein Ökonom sich jedoch für die Anwendung dieses Ansatzes entscheidet und gleichzeitig akzeptiert, daß Erwartungen relevant sind, ist die Frage nach der erwarteten Geldmenge zwangsläufig. Zum Realitätsgehalt eines solchen Vorgehens ist das gleiche zu sagen wie bei den vorher beschriebenen Annahmen. Es genügt, daß sich eine kleine Gruppe von Wirtschaftssubjekten explizit mit dieser Frage befaßt (2).

Um die Frage zu klären, ob die Hypothese rationaler Erwartungen realistisch ist, kann man testen, ob erhobene Erwartungsdaten die Kriterien der Hypothese erfüllen (3). Kirchgässner [1982] benutzt in einer Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland Prognosen für das reale Bruttosozialprodukt des kommenden Jahres (4), die aus einer Umfrage in der Bevölkerung abgeleitet wurden. Diese Vorhersagen werden auf Unverzerrtheit und Effizienz geprüft und außerdem mit den "professionellen" Prognosen der Gemeinschaftsdiagnose und des Sachverständigenrates verglichen. Der Test auf Rationalität ist durchweg positiv, die Prognosen schneiden darüber hinaus - was die Forderungen der Rationalität angeht - nicht schlechter (z.T. sogar besser) ab als die der Wirtschaftsforscher. Ein möglicher Einwand gegen diese Ergebnisse ist (5), daß die

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) Nach Brunner [1981] reicht es aus, daß die stochastischen Prozesse der zu schätzenden Variablen einer "marginal genügenden" Gruppe bekannt sind. Dagegen kritisiert Machlup [1983] die Hypothese rationaler Erwartungen, weil sie - nach seiner Meinung unrealistischerweise - fordere, daß alle Personen die gleiche Theorie verwenden und daher ihre Erwartungen auf gleiche Weise bilden.
- (2) Andere übernehmen die Prognosen z.B. von Wirtschaftsforschungsinstituten oder privaten, gewinnorientierten Unternehmen.
- (3) Vgl. auch den Test in Kapitel III, S. 45 f.
- (4) Diese Größe ist zwar nicht Gegenstand der Befragung, sie läßt sich jedoch indirekt aus den Antworten der Repräsentativumfrage des Instituts für Demoskopie in Allensbach gewinnen. Vgl. dazu Kirchgässner [1982, S. 217 f.].
- (5) Außer dem technischen Einwand des relativ kleinen Umfangs der Stichprobe.

Befragten nur die Prognosen der Forscher wiedergeben. Jedoch: "... (es würde), selbst wenn es richtig wäre, nicht gegen die Rationalität der Erwartungen sprechen. Wenn die von den Forschungsinstituten und vom Sachverständigenrat abgegebenen Prognosen die relevanten Informationen für Wirtschaftssubjekte darstellen, ist es rational, Erwartungen aufgrund dieser Informationen zu bilden" [Kirchgässner, 1982, S. 235]. Diese Untersuchung zeigt, daß die Annahme der rationalen Erwartungen wahrscheinlich nicht so realitätsfern ist, wie es oft behauptet wird.

6. Anmerkungen zur Anwendbarkeit der neuen klassischen Makromodelle

a. Begrenzter Anspruch bei der Erklärung des Konjunkturzyklus

Obwohl die Vertreter der neuen Klassik die keynesianische Theorie des Konjunkturzyklus und die übliche Praxis der Simulationen mit ökonometrischen Modellen häufig sehr drastisch kritisieren, erheben sie selbst einen nur begrenzten Anspruch für ihre Theorie (1). Dies gilt für die Erklärung des Konjunkturzyklus und die empirische Analyse mit diesen Modellen, aber auch bezüglich spezieller Phasen in der Geschichte wie z.B. die Große Depression in den dreißiger Jahren (2). Gleichwohl wird die Kontroverse zwischen beiden Schulen sehr heftig geführt, da oft der Eindruck entsteht, daß die neuen Klassiker die Forschungsarbeit von Jahrzehnten in Frage stellen (3). In der Tat: Sollte die Kritik an den ökonometrischen Modellen (nicht nur keynesianischer Prägung) korrekt sein, wären die dort ausgewiesenen Multiplikatoren "meaningless numbers" und wären große Modelle (Wharton, Data Resources usw.) nicht geeignet, verlässliche Schätzungen für die Effekte alternativer geld- und finanzpolitischer Strategien zu liefern [Lucas, 1981c, S. 564] (4).

- (1) "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 ... to be mistaken for a claim that existing equilibrium models can satisfactorily account for all the main features of the observed business cycle. Rather, we have argued that no sound reasons have yet been advanced which even suggest that these models are, as a class, incapable of providing a satisfactory business cycle theory" [Lucas, Sargent, 1978, S. 69]. "... I have tried to avoid claiming too much for the particular examples of equilibrium models that now exist. There is no point in letting tentative and, I hope, promising first steps harden into positions that must be defended at all cost" [Lucas, 1980a, S. 713].
- (2) "I do not presently see a fully satisfactory 'equilibrium' or 'disequilibrium' story of the Great Depression" [Barro, 1979, S. 57].
- (3) "One might speculate that the fact that the idea of rational expectations threatens to make obsolete a substantial amount of professional capital, which is associated with forecasting models as well as with the methodology of optimal control, helps to explain the amount of heated professional controversy it has provoked" [H.I. Grossman, 1980, S. 17].
- (4) Dies gilt freilich nicht für die Prognose von Effekten innerhalb eines "policy regime". Hier sind die Erfolge dieser Modelle unbestritten.

Es existiert gegenwärtig kein makroökonomisches Modell auf Basis der Gleichgewichtstheorie mit rationalen Erwartungen, das ähnlich detailliert wäre wie die oben genannten großen Modelle. Das Ziel eines solchen Modells - wie auch der bereits bestehenden kleineren Modelle - ist im Prinzip dasselbe wie das der keynesianischen: "... provide a scientifically based means of assessing, quantitatively, the likely effects of alternative economic policies" [Lucas, Sargent, 1978, S. 70]. Hauptstreitpunkt zwischen den alternativen Ansätzen ist, welche Parameter strukturell sind und damit bei Simulationen als konstant vorausgesetzt werden können bzw. welche Restriktionen (Gleichgewichtstheorie und rationale Erwartungen versus Ungleichgewichtstheorie und nichtrationale Erwartungen) eher zutreffend sind. Anhaltspunkte dafür können nur empirische Tests geben (1).

b. Diagnose und Prognose der wirtschaftlichen Entwicklung

Obwohl die Gleichgewichtsmodelle Simulationen alternativer "policy regimes" erlauben würden (2), so ist doch zu bezweifeln, daß sie für die Diagnose oder Prognose der laufenden Wirtschaftsentwicklung von großer Hilfe sein können. Denn wenn es gilt, sehr kurzfristige Bewegungen an Finanz- und Devisenmärkten mit der Hypothese rationaler Erwartungen zu erklären, behauptet die Theorie nichtssagend, daß die Märkte effizient seien (3), das Marktgeschehen also keiner Trägheit unterliege, die eine Prognose erlaube (4). Die Beobachtung, daß ein Geldmarktzins von einer Woche zur anderen gesunken ist, ließe sich z.B. wie folgt kommentieren: Offensichtlich war die Geldmengenexpansion stärker als erwartet, oder die Marktteilnehmer haben aufgrund neuer Informationen ihre Inflationserwartungen nach unten korrigiert. Solche Aussagen sind inhaltsleer, sofern nicht begründete Annahmen über erwartete Größen vorliegen. Dies ist für so kurzfristige Phänomene in der Regel nicht der Fall.

Diese Modelle sind brauchbar, wenn man Einkommenschwankungen in der Vergangenheit erklären will. Änderungen des realen Bruttosozialprodukts lassen sich auf Änderungen der unerwarteten Geldmenge zurückführen, wenn man die Größe "erwartete Geldmenge" operational festlegt (5). Will man aber das reale Bruttosozialprodukt mit einem solchen Modell prognos-

(1) Vgl. die Darstellung der Modelle und der empirischen Relevanz im folgenden Kapitel.

(2) Zum Beispiel für Fragen der Art: Welcher Verlauf der Arbeitslosenquote und Inflationsrate ist wahrscheinlich, wenn die Geldmengenexpansionsrate nicht mehr wie bisher zyklisch schwankt, sondern ab jetzt konstant 4 vH beträgt?

(3) Hypothese des "random walk".

(4) "Why cannot specialist economists beat the Financial Times or Dow Jones Stock Market Index? Why are economists so frequently wrong about the change in the exchange rate? These questions are easily answered in the literature on Rational Expectations, which argues that such phenomena are the predictable consequence of a world in which expectations are rational and may be evidence of the success of economics rather than its failure" [Begg, 1982, S. 1 f.].

(5) Zu den möglichen Vorgehensweisen siehe die Kapitel III und V.

stizieren, muß folgendes beachtet werden: Verfolgt die Geldpolitik das gleiche "policy regime" wie in der Vergangenheit, läßt sich die Variable "unerwartete Geldmenge" nicht prognostizieren, das heißt, sie ist annahmegemäß gleich Null (1). Abweichungen des Realeinkommens vom trendmäßigen Verlauf wären nur dann zu erwarten, wenn man Wirkungsverzögerungen zwischen dem Impuls (unerwartete Geldmengenänderungen in der Vergangenheit) und dem Effekt unterstellt. Gibt es andererseits Anhaltspunkte für eine zukünftige Änderung des "policy regime" - z.B. durch eine glaubwürdige Ankündigung der Notenbank -, wäre zu spezifizieren, wie rasch diese in die Erwartungsbildung der Wirtschaftssubjekte eingeht. Unterstellt man eine sofortige Anpassung, wäre wiederum der für die zukünftigen Perioden prognostizierte Erwartungsfehler gleich Null (2).

Sind also Prognosen mit den Modellen rationaler Erwartungen Grenzen gesetzt, sind sie auch nicht geeignet, um bestimmte Fragen der aktuellen Wirtschaftspolitik zu beantworten. Es läßt sich z.B. nicht bestimmen, um wieviel Prozent die Geldmenge in diesem Jahr ausgedehnt werden soll, damit die Arbeitslosenquote im kommenden Jahr um ein Prozent abnimmt, oder welche Geldpolitik betrieben werden muß, damit der Realzins um ein Prozent fällt. Denn die Theorie erklärt, daß die Geldpolitik den Zins gar nicht in der gewünschten Weise beeinflussen kann. Ebenso mag es für Wirtschaftspolitiker unbefriedigend sein, daß nur recht vage Aussagen darüber gemacht werden, wie die gesamtwirtschaftlichen Ziele erreicht werden können. Dies entspricht aber letztlich der Philosophie der Modelle, aus denen gefolgert wird, daß die Geldpolitik auf ein aktives Eingreifen in den Wirtschaftsprozess verzichten soll zugunsten einer Strategie, bei der die Geldmenge mit konstanter Rate ausgedehnt wird.

-
- (1) Es gilt die Annahme, daß Erwartungsfehler nicht korreliert sind mit vergangenen Fehlern oder anderen Variablen des Modells. Vgl. dazu Abschnitt 2b in diesem Kapitel.
 - (2) Ein Ansatz, der diese Prinzipien mißachtet, ist das Prognosemodell von Leahey und Mizrach [1982]. Sie haben ein Erklärungsmodell für das reale Bruttosozialprodukt der Vereinigten Staaten entwickelt, das sich der Hypothese rationaler Erwartungen bedient. Die Prognosen werden seit einiger Zeit regelmäßig den Prognosen des ökonometrischen Modells von Data Resources gegenübergestellt. Die Autoren schätzen eine Reaktionsfunktion für die Geldpolitik, aus der sie die "erwartete Geldmenge" ableiten. Sie unterstellen, daß diese Gleichung auch in der Zukunft die Erwartungen bestimmt. Gleichwohl prognostizieren sie Erwartungsfehler für mehrere Quartale. Es ist aber nicht ersichtlich, warum die tatsächliche Geldmenge anders prognostiziert wird als aus dem Modell heraus. Insofern widerspricht dieses Vorgehen der Hypothese rationaler Erwartungen, die ja besagt, daß Schocks nicht vorhersehbar sind. Die Autoren können nicht für sich beanspruchen, ein überlegenes Wissen über den zukünftigen Kurs der Geldpolitik zu haben. Somit stellt dieser Ansatz keinen adäquaten Test für die Prognosetauglichkeit von Modellen dieser Art dar.

III. Diskussion der theoretischen Ansätze und des empirischen Befundes verschiedener Modelle der neuen klassischen Theorie

In diesem Kapitel sollen die Modelltypen beschrieben werden, die das Phänomen der Phillips-Kurve und der Konjunkturschwankungen im Rahmen einer Gleichgewichtsanalyse erklären. Allen diesen Ansätzen liegen Annahmen über optimierendes Verhalten, geräumte Märkte und rationale Erwartungen zugrunde, ferner enthalten sie die Theorie der "natural rate of unemployment". Unterschiede bestehen vor allem in der Spezifizierung der Erwartungsbildung und des Entscheidungsproblems der Wirtschaftssubjekte. Sie beruhen auf den teilweise unterschiedlichen Annahmen über die Informationsbasis. Folglich sind es jeweils andere Mechanismen, die dazu führen, daß die Geldpolitik auf kurze Sicht nicht neutral ist, sondern Änderungen bei realen Größen hervorruft. Diese Effekte beruhen auf Konfusionen verschiedener Art: In den Modellen von Lucas und von Barro können die Wirtschaftssubjekte nicht zwischen realen und monetären Ursachen für Preisänderungen unterscheiden (relative-aggregate confusion). Im Modell von Brunner, Cukierman und Meltzer müssen sie zwischen permanenten und transitorischen Komponenten von Schocks differenzieren (permanent-transitory confusion). Dieser Ansatz erhebt ferner einen höheren Anspruch als die anderen Modelle, da hier mehr Variable berücksichtigt werden und ein vollständiger Konjunkturzyklus abgebildet wird. Neben der Darstellung dieser beiden Modelltypen erfolgt eine Diskussion des Ansatzes von Sargent, der die Problematik der empirischen Überprüfbarkeit konkurrierender Theorien behandelt.

In der Regel dienen die Modelle als Basis für empirische Analysen, die zunächst von den Autoren selbst durchgeführt und später immer mehr von anderen kopiert wurden. Einige wichtige Arbeiten sollen jeweils im Anschluß an die formale Darstellung diskutiert werden. Sie stellen - so die Autoren - erste Bausteine für ein neues Verständnis von Konjunkturzyklen dar.

1. Das Lucas-Modell der Phillips-Kurve

Die Intention der Arbeiten von Lucas (1) ist, die Theorie der "natural rate of unemployment", welche zuvor von Phelps [1968] und Friedman [1968] beschrieben wurde, aus einem Gleichgewichtsmodell heraus formal zu entwickeln. Es genüge nicht, so Lucas, die Hypothese der natürlichen Arbeitslosenquote für attraktiv zu halten; vielmehr müsse es gelingen, diese Aussagen einer langfristig vertikalen Phillips-Kurve aus einem Modell einer "artificial, model society" abzuleiten (2). Die negativ geneigte,

(1) Die wichtigsten modelltheoretischen Ansätze finden sich bei Lucas [1972b; 1973; 1975], eine mehr verbale Beschreibung in Lucas [1977].

(2) Das generelle Postulat formuliert Lucas [1981b, S. 8] so: "... one who claims to understand the principles of flight can reasonably be expected to be able to make a flying machine, and that understanding business cycles means the ability to make them too, in roughly the same sense."

kurzfristige Phillips-Kurve erscheint in dem Lucas-Modell nicht als unerklärtes empirisches Faktum, sondern als zentrale Eigenschaft der Lösung im Rahmen eines Gleichgewichtssystems [Lucas, 1972b, S. 122].

Der theoretische Ansatz

Lucas [1973] beschreibt eine Volkswirtschaft, in der ein Gut auf verschiedenen, voneinander getrennten Märkten (isolated islands) gehandelt wird. Die Preise auf diesen einzelnen Märkten können unterschiedlich sein, weil sich die Nachfrage ungleichmäßig und unvorhersehbar verteilt (relative demand shocks). Ferner ist angenommen, daß auf allen Märkten die Verhaltensparameter gleich sind, so daß bei gleichen Situationen identisch reagiert wird. Insgesamt unterscheiden sich die Märkte darin, daß sich die Anbieter in jeder Periode einer unterschiedlich hohen Nachfrage gegenübersehen. Die tatsächliche Nachfrage in der Periode t weicht - möglicherweise - vom Normalpfad ab. Dieser Schock der relativen Nachfrage ist nicht autokorreliert, hat den Mittelwert Null und eine endliche Varianz. Ein weiterer Unterschied besteht darin, daß die Produktion der Vorperiode auf den jeweiligen Märkten unterschiedlich sein kann, da die Anbieter auf vorangegangene Nachfrageschocks mit ihrer Produktion reagiert haben.

Die nominale Gesamtnachfrage in dieser Volkswirtschaft hängt von exogenen Faktoren - Auslandsnachfrage, Geld- und Finanzpolitik - ab. Der Einfachheit halber wird eine isoelastische Nachfragekurve (Preiselastizität von Eins) unterstellt. Ist die nominale Nachfrage konstant, bleibt auch die gesamtwirtschaftliche Produktion unverändert, denn die Effekte relativer Nachfrageschocks gleichen sich annahmegemäß aus (1). Bei Änderungen der nominalen Gesamtnachfrage hängt die Aufteilung in reale und Preiseffekte allein von den Entscheidungen der Anbieter ab.

Jeder einzelne Anbieter verhält sich rational, das heißt, seine Produktionsentscheidungen hängen nur von relativen Preisen ab (2). Das Problem besteht jedoch darin, daß er den relativen Preis in der laufenden Periode nicht kennt, da es keinen Kontakt zu anderen Märkten gibt. Mithin ist ihm das Preisniveau dieser Periode nicht bekannt. Informationen über gesamtwirtschaftliche Daten hat er nur insoweit, als sie vergangene Perioden betreffen. Somit steht er vor dem Problem, aus der neuen Einzelinformation - nämlich dem Preis für sein Gut in dieser Periode - möglichst genau auf das Gesamtpreisniveau zu schließen. Dies ist das Problem der "signal extraction" [Sargent, 1979b, S. 209], das bei Lucas [1973, S. 327] beschrieben wird.

Der einzelne Anbieter muß also beurteilen, zu welchem Teil die Preisänderung für sein Gut auf eine Änderung des gesamten Preisniveaus und zu welchem Teil auf eine Änderung des relativen Preises zurückgeht. Dies ist bei seinem Informationsstand nicht mit Sicherheit zu lösen (relative-aggregate confusion).

(1) Der Beitrag einzelner Märkte zur Gesamtproduktion variiert zwar, das Gesamtaggregat bleibt jedoch konstant.

(2) Dies ist die übliche Annahme in der Preistheorie. Hinzu kommt das - ebenfalls gängige - Postulat der Gewinnmaximierung.

Der Fehler, den der Anbieter bei seiner Entscheidung machen kann, läßt sich durch die Beschreibung zweier Extremfälle abschätzen. Einerseits könnte die Änderung des Preises für sein Gut allein auf einen Anstieg des Preisniveaus zurückzuführen sein. Jede daraus abgeleitete Produktionserhöhung wäre dann eine falsche Reaktion, da sein Gewinn gemindert würde. Ist der Preisanstieg andererseits allein Folge einer relativen Verschiebung der Nachfrage, müßte er seine Produktion entsprechend deutlich anpassen, um den maximalen Gewinn zu erzielen. Da ex ante nie vollkommene Sicherheit über die Quelle der Preisänderung bestehen kann, ist seine Entscheidung optimal, wenn er einen Mittelweg nach bestimmten Kriterien wählt (1). Erstes Kriterium ist: Wie hoch war die Variabilität des Preisniveaus in der Vergangenheit? Das zweite Kriterium lautet: Wie hoch war die Variabilität der relativen Preise (oder der relativen Nachfrageschocks) in der Vergangenheit?

Das Postulat der rationalen Erwartungen besagt, daß die Erwartungen der Wirtschaftssubjekte bezüglich der ihnen unbekanntem Zufallsvariablen gleich sind den Projektionen (linear least squares projections) auf die Informationsmenge, die sie besitzen (2). Auf das Modell bezogen lautet die Annahme konkret, daß die Anbieter die ersten und zweiten Momente (= Erwartungswert, Varianz und Kovarianzen) aller relevanten Wahrscheinlichkeitsverteilungen kennen.

Formal läßt sich die Angebotskurve wie folgt ableiten (3). In der Periode t besitzt jeder Anbieter auf dem Markt z die Information $I_t(z)$, zu der die verzögerten Werte aller Einzelpreise $p_t(z)$ und die verzögerten Werte der Produktion $y_t(z)$ auf allen Märkten gehören. Mithin kennt er alle verzögerten Werte des Preisniveaus p_t . Als einzige Information über die laufende Periode kennt er nur den auf seinem Markt herrschenden Preis $p_t(z)$. Über das generelle Preisniveau der laufenden Periode (p_t) läßt sich die Wahrscheinlichkeitsaussage machen, daß

$$[12] \quad p_t = P[p_t/I_t(z)] + \epsilon_t$$

wobei P der Wahrscheinlichkeitsoperator sowie ϵ_t eine Zufallsvariable mit dem Erwartungswert Null und der Varianz σ^2 ist, also die "Überraschung" beim Gesamtpreisindex, die sich aufgrund von $I_t(z)$ nicht vorsehen läßt. Die relative Nachfrage in der Periode t ist so verteilt, daß sich der relative Preis darstellen läßt als

$$[13] \quad p_t(z) = p_t + z_t$$

(1) "... the decision turns out to be an average of the decisions appropriate to the two extremes" [Lucas, 1977, S. 19].

(2) Die subjektiven und objektiven Wahrscheinlichkeitsfunktionen sind also identisch. Vgl. dazu auch Abschnitt II.2.

(3) Vgl. die Zusammenfassung bei Sargent [1979b, S. 325 ff.]. Die ökonomischen Variablen sind in natürlichen Logarithmen ausgedrückt.

wobei z_t ebenfalls eine Zufallsvariable mit dem Erwartungswert Null (die relativen Nachfrageschocks heben sich also auf) und der Varianz τ^2 ist. Sie ist weder aufgrund von $I_t(z)$ noch aufgrund von p_t prognostizierbar. Faßt man [12] und [13] zusammen, ergibt sich

$$[14] \quad p_t(z) = P[p_t/I_t(z)] + \epsilon_t + z_t$$

Berücksichtigt man diesen Zusammenhang bei der Abschätzung des Preisniveaus p_t , erhält man

$$[15] \quad P[p_t/I_t(z), p_t(z)] = \theta P [(p_t/I_t(z))] + (1-\theta) p_t(z)$$

wobei $\theta = \tau^2/(\tau^2+\sigma^2)$, also der Teil der Varianz von $p_t(z)$ ist, der allein auf die Variabilität der relativen Preise zurückzuführen ist. Je höher also θ ist, desto größer ist die Wahrscheinlichkeit, daß die Änderung des Preises auf dem Markt z auf relativen und nicht auf generellen Preisänderungen beruht.

Damit ist die Vorgehensweise beschrieben, mit der ein Anbieter die wichtigste Größe für seine Produktionsentscheidung abschätzt - nämlich den relativen Preis seines Gutes in der laufenden Periode. Seine Produktion ergibt sich dann aus der Angebotsfunktion

$$[16] \quad y_t(z) = \gamma \theta (p_t(z) - P[p_t/I_t(z)]) + \lambda y_{t-1}$$

mit $\gamma > 0$, $0 < \lambda < 1$

Sie hängt ab vom relativen Preis und von der Produktion der Vorperiode (γ ist die konstante und für alle Märkte identische Angebotselastizität). Die gesamtwirtschaftliche Produktion y_t erhält man dann durch Integration über alle Märkte:

$$[17] \quad y_t = \gamma \theta (p_t - P[p_t/I_t]) + \lambda y_{t-1}$$

Diese Angebotskurve repräsentiert die Phillips-Kurve nach Lucas, in der die Produktion direkt abhängt von der Differenz zwischen dem tatsächlichen und dem gemäß Gleichung [15] geschätzten (erwarteten) Preisniveau. Sie enthält die "natural rate of unemployment" als Spezialfall, in dem die Erwartungen der Wirtschaftssubjekte bezüglich des Preisniveaus eintreten. Diese Phillips-Kurve verschiebt sich mit Änderungen bei der erwarteten Inflationsrate - ein Ergebnis, das sich mit der Theorie der "expectations adjusted Phillips-curve" deckt. Ferner beschreibt diese Angebotskurve, wovon die Höhe des Trade-off abhängt: Entscheidend ist bei gegebener Varianz der relativen Preise die Variabilität der Schocks der Gesamtnachfrage bzw. des Preisniveaus. Die Phillips-Kurve verläuft um so steiler, je stärker die nominale Gesamtnachfrage variiert. Genau dies ist der Ansatzpunkt für die empirische Untersuchung, die Lucas als erster durchgeführt hat.

Empirischer Befund

Um die Gleichung [17] empirisch testen zu können, muß sie so formuliert werden, daß die Produktion in Relation zur Änderung der nominalen Nachfrage gebracht wird. Man erhält dann folgende Schätzgleichung:

$$[18] \quad y_{c,t} = -\Pi d + \Pi \Delta x_t + \lambda y_{t-1}$$

Darin ist $y_{c,t}$ die prozentuale Abweichung des realen Bruttosozialprodukts vom Trend, Δx_t die Änderung der Zuwachsrates und d die (konstante) durchschnittliche Zuwachsrates des nominalen Bruttosozialprodukts (1). Der Parameter Π ist eine Funktion des Koeffizienten θ , der den Trade-off repräsentiert:

$$[19] \quad \Pi = \theta \gamma / (1 + \theta \gamma) \quad \text{mit } \theta = \tau^2 / (\tau^2 + \sigma_x^2)$$

Er nähert sich asymptotisch gegen Null, je größer die Variabilität der nominalen Gesamtnachfrage σ_x^2 ist; ist diese Varianz gleich Null, gilt $\Pi = \gamma / (1 + \gamma)$.

Lucas [1973] schätzt die Gleichung [18] für 18 Länder, um empirische Anhaltspunkte über die Größenordnung des Koeffizienten Π zu erhalten. Er verwendet Jahresdaten für die Zeit 1952-1967 (2). Unter diesen Ländern sind zwei (Paraguay, Argentinien), die eine sehr viel höhere Varianz der nominalen Nachfrage aufweisen als die übrigen 16 Länder. Die Testergebnisse erbringen Werte für Π zwischen 0,287 und 0,910 für die 16 relativ stabilen Länder, für die zwei Länder mit hoher Variabilität der Nachfrage sind die geschätzten Werte nicht signifikant von Null verschieden (3). Das bedeutet, daß in diesen beiden Ländern die Phillips-Kurve vertikal ist. Dies bestätigt den im Lucas-Modell behaupteten Zusammenhang.

Zwischen den 16 Ländern mit einem positiven Trade-off-Koeffizienten gibt es auch deutliche Unterschiede hinsichtlich der Variabilität der nominalen Gesamtnachfrage - etwa bis zum Verhältnis 10:1 -, jedoch gibt es hier keinen negativen Zusammenhang zwischen dieser Variabilität und dem Trade-off.

In einem Aufsatz von Alberro [1981] wird dieses Ergebnis im Prinzip bestätigt. Er testet die Gleichung für insgesamt 49 Länder (1953-1969), von denen sechs eine relativ hohe Variabilität der nominalen Gesamtnachfrage aufweisen. In fünf Fällen ist hier der Trade-off-Koeffizient gleich Null. Unbefriedigend ist, daß dieser Koeffizient in einzelnen Fällen auch für stabile Länder nicht signifikant positiv ist, für 33 Länder gilt jedoch

-
- (1) Für einzelne Länder wurden Daten für das Bruttoinlandsprodukt verwendet.
 - (2) Dies geschieht unter der - nicht geprüften - Annahme, daß die Parameter τ^2 und γ zwischen den Ländern hinreichend stabil sind.
 - (3) Daneben wird gleichzeitig für jedes Land eine aus dem Modell abgeleitete Preisgleichung geschätzt, die der Gleichung für das Realeinkommen entspricht und ebenfalls den Parameter Π enthält.

das erwartete Ergebnis. Auch hier läßt sich, wie bei Lucas, keine negative Korrelation zwischen der Variabilität der Gesamtnachfrage und dem Trade-off-Koeffizienten für die relativ stabilen Länder feststellen [Alberro, 1981, S. 249].

Die empirischen Untersuchungen widerlegen insgesamt die Behauptung einer stabilen, negativ geneigten Phillips-Kurve. Wenn die Evidenz auch auf dem Vergleich mit Extrembeispielen (niedrige versus extrem hohe Variabilität der Nachfrageexpansion) beruht (1), so zeigt sich doch, daß die Steigung der Phillips-Kurve nicht unabhängig vom "policy regime" ist: Der Versuch, den Trade-off auszubeuten, verringert diesen gerade, weil mit dem Anstieg der Varianz der nominalen Nachfrage die Steigung der Phillips-Kurve zunimmt. "This is yet another example of how agents' optimal decision rules change in response to changes in the random processes governing the exogenous variables they base their decisions on" [Sargent, 1979b, S. 330].

Im mehr deskriptiven Teil des Aufsatzes von Lucas wird auch die Hypothese verworfen, die besagt, daß eine hohe Variabilität der Inflationsrate eine hohe Variabilität des Realeinkommens hervorruft. Es gibt keine positive Korrelation zwischen diesen Größen, wie die Theorie der stabilen Phillips-Kurve behauptet. Ebenso wird die Vermutung widerlegt, daß die Höhe der Zuwachsrates des Realeinkommens positiv mit der Höhe der Inflationsrate korreliert ist (2).

D i s k u s s i o n d e s L u c a s - M o d e l l s

Wie jedes theoretische Modell abstrahiert auch Lucas in seiner "model society" von der Realität. Entscheidend für die Beurteilung der Relevanz des Modells ist, welchen Anspruch es erhebt - also welches Phänomen es erklären will - und ob die Aufhebung wichtiger, zu "streng" formulierter Annahmen den Modellmechanismus möglicherweise außer Kraft setzt.

Die Annahmen, daß nur ein Gut hergestellt wird, alle Anbieter den gleichen Informationsstand haben und daß sie auf Änderungen des relativen Preises ihres Gutes identisch reagieren (gleiche Angebotselastizität), sind leicht abwandelbar und würden am hier gefundenen Ergebnis nichts ändern. Die Konfusion der einzelnen Anbieter, die im Mehr-Güter-Fall beschrieben werden müßte, würde größer, weil die Anbieter bei einer Änderung des relativen Preises zusätzlich noch auf die möglicherweise geänderten Präferenzen der Nachfrager schließen müßten. Die zusätzliche Nachfrage nach ihrem Gut, ausgedrückt in einem höheren relativen Preis, könnte dann anders als im beschriebenen Modell auch mit konstanter Gesamtnachfrage vereinbar sein. Die relativen Änderungen würden sich dann also im Zeitablauf nicht aufheben; sie wären aufzuteilen in eine permanente (d.h. nicht zufallsbedingte) und eine transitorische Kompo-

-
- (1) "Lucas's results support the hypothesis (= on the Phillips curve slope, J.S.), but his main evidence seems to rest on two outlying Latin American cases" [Barro, 1976, S. 12].
 - (2) In einer anderen empirischen Untersuchung zeigt Leiderman [1979], daß das Ausmaß der Geldillusion negativ mit der Höhe der Inflationsrate korreliert ist .

nente (1). Bei der Theorie der "relative-aggregate confusion" wird von diesem Einfluß abstrahiert.

Am ehesten wäre die Annahme zu kritisieren, die besagt, daß die einzelnen Anbieter in der laufenden Periode jeweils nur den Preis des eigenen "island" kennen. Denn es wäre lohnend, sich mehr Informationen zu verschaffen, also auch andere Einzelmärkte zu beobachten, da so der Rückschluß auf das Preisniveau genauer werden könnte. Dieses Argument behandelt Cukierman [1979a]. In seiner Erweiterung des Lucas-Ansatzes wird die Informationsmenge endogenisiert: Bei zunehmender Varianz der Gesamtnachfrage bringt es für den einzelnen Anbieter einen zusätzlichen Ertrag, wenn er sich über die Preise an anderen Märkten informiert (2). Das Optimum bei der Informationsbeschaffung ist dann erreicht, wenn die Grenzkosten dem Grenzertrag entsprechen. Auch in diesem Modell bleibt jedoch der von Lucas beschriebene Effekt erhalten. Er gilt so lange, wie nicht alle Einzelmärkte aufgesucht werden, also das Gesamtpreisniveau in der laufenden Periode unbekannt bleibt (3).

Der Einwand gegen die zentrale Annahme des Lucas-Modells, daß nämlich das Preisniveau in der laufenden Periode unbekannt sein soll, wird auch von Vertretern der Gleichgewichtstheorie als berechtigt angesehen (4). Realistischer kann die Annahme dann werden, wenn man die Argumentation statt über die relativen Preise über die relative nominale Nachfrage führt. In der Praxis erfolgt die Veröffentlichung über solche Aggregate erst mit einiger Verzögerung, so daß die Wirtschaftssubjekte zunächst über den Verlauf der Gesamtnachfrage spekulieren müssen. Dann gilt das folgende Argument noch eher: "For individual investment projects, rates of return are highly variable, often negative, often measured in hundreds of percent. A quick, current response to what seems to others a weak 'signal' is often the key to a successful investment. The agent who waits until the situation is clear to everyone is too late: someone else has already added the capacity to meet the high demand" [Lucas, 1977, S. 23].

(1) Dies ist der Ansatz bei Cukierman [1982].

(2) Entsprechend ist dieser Ertrag gleich Null, wenn es keine Schocks bei der Gesamtnachfrage gibt, weil sich dann mit Sicherheit nur die relativen Preise geändert haben können.

(3) Cukierman [1979a, S. 229] weist auf das Problem hin, daß sich unter bestimmten Umständen ein systematischer Fehler bei den Erwartungen einstellen kann: "... if the structure of information is such that some individuals have a cost advantage in observing current prices on a particular subset of markets, this will cause a systematic bias in their expectations. For example, in times of positive relative excess demand shocks in the food markets, consumers who are exposed more to what happens in these markets will overestimate the general price level."

(4) "A significant weakness of the approach is the dependence of some major conclusions on incomplete contemporaneous knowledge ... The role of incomplete current information ... parallels the use of adjustment costs to explain sticky wages and prices with an associated inefficient determination of quantities in Keynesian models. The underpinning of the two types of macroeconomic models are both vulnerable on a priori grounds" [Barro, 1981, S. 73 f.].

Das oben beschriebene Lucas-Modell läßt in dieser Form nicht zu, daß Konjunkturzyklen, also länger anhaltende Abweichungen der Produktion vom Trend, auftreten (1); denn die "relative-aggregate confusion" löst sich dann auf, wenn das Preisniveau bekannt wird, das heißt am Ende der Periode. In einem anderen Modell nennt Lucas [1975] mögliche Erklärungen für die Autokorrelation des Realeinkommens. So könnte man zulassen, daß sich Nachfrageschocks wiederholen. Eine andere Möglichkeit wählt Lucas, indem er die Struktur seines Modells um einen Akzeleratoreffekt erweitert: Der beobachtete Anstieg des Preises auf einem Markt führt zu einer zusätzlichen Nachfrage nach Investitionsgütern, die erst in der folgenden Periode produziert werden. Allerdings mißt Lucas selbst - wie er später zugibt - diesem Modell keine große Bedeutung bei (2).

Vor dem Hintergrund all dieser möglichen Einwände gegen das oben beschriebene Lucas-Modell ist allerdings zu sehen, daß es selbst einen nur sehr begrenzten Anspruch erhebt: "The main object of this study, however, is not to 'explain' output and price level movements within a given country, but rather to see whether the terms of the output-inflation 'tradeoff' vary across countries in the way predicted by the natural rate theory" [Lucas, 1973, S. 330]. Es geht allein darum, die beobachteten Phänomene wie den unterschiedlich hohen Trade-off zwischen Inflation und Arbeitslosigkeit zu erklären. Der Lucas-Ansatz ist der erste Beleg dafür, daß man den Trade-off (oder die unterschiedliche Höhe des Trade-off) auch in einem simplen Gleichgewichtsmodell erklären kann, in dem rationales, optimierendes Verhalten unterstellt ist.

2. Das Barro-Modell des monetären Schocks und verwandte Untersuchungen

Der theoretische Ansatz

Barro [1976] wählt im Prinzip das gleiche Erklärungsmuster der "isolated islands" wie Lucas, wonach reale Effekte auf der "relative-aggregate confusion" beruhen. Anders ist, daß monetäre Impulse die Schwankungen der nominalen Gesamtnachfrage erklären. Änderungen der Geldmenge führen in dem Modell von Barro zu gleichgerichteten Änderungen des Preisniveaus; diese Preisniveauänderungen werden jedoch aufgrund mangelnder Information nicht sogleich erkannt. Diese Überraschungen lösen vorübergehende, reale Effekte aus. Damit entspricht das Modellergebnis der Philosophie geldpolitisch induzierter Konjunkturzyklen: "... we have accounted for the pattern of co-movements among real variables over the cycle as responses to general price movements; we know that, in the 'long run', general price movements arise primarily from changes in the quantity of money. Moreover, cyclical movements in money are large enough to be quantitatively interesting. All these arguments point to a

(1) Dies gilt, wenn man die Periode so definiert, daß sie kürzer ist als eine vollständige Aufschwungsphase.

(2) "The paper evidently does not quite work: there are too many compromises of convenience granted per unit of convenience received. These are sure symptoms of a poor match between the mathematical framework being utilized and the substantive question being posed" [Lucas, 1981b, S. 15].

monetary shock as the force triggering the real business cycle" [Lucas, 1977, S. 24]. Anders als im Lucas-Modell ist die nominale Gesamtnachfrage bei Barro nicht exogen; daher wird die Gleichgewichtslösung hier mit Parametern der Nachfrage- und Angebotsseite formuliert. Das Modell enthält ferner Variable, die autonome Verschiebungen des Gesamtangebots (z.B. Produktivitätsänderungen) oder der Gesamtnachfrage (z.B. Änderungen der Sparneigung) repräsentieren (1).

Alle Anbieter und Nachfrager auf den einzelnen Märkten besitzen jeweils den gleichen Informationsstand $I_t(z)$ (sie kennen das Preisniveau und die Geldmenge der Vergangenheit, für die laufende Periode jedoch nur den Einzelpreis auf ihrem jeweiligen Markt). Ihr Entscheidungskalkül wird durch zwei Effekte beeinflusst: Zum einen nimmt auf dem Markt das Angebot $y_t^S(z)$ zu, wenn der relative Preis ($=P_t(z) - E[P_{t+1}/I_t(z)]$) des angebotenen Gutes steigt (2). Dies entspricht der Hypothese der intertemporalen Substitution: Bei einer Höherbewertung der eigenen Leistung wird das Angebot heute im Austausch gegen ein geringeres Angebot in der Zukunft erhöht. Zum anderen wird weniger angeboten, wenn ein Anstieg des Vermögens erwartet wird. Da Geld ($=M$) das einzige "dauerhafte Gut" in der Ökonomie ist, läßt sich das erwartete reale Vermögen formulieren als $E[M_{t+1}/I_t(z)] - E[P_{t+1}/I_t(z)]$. Auf der Nachfrageseite ergeben sich entsprechend die umgekehrten Effekte: Ein Anstieg des relativen Preises (des Vermögens) führt zu einer Abnahme (Zunahme) der Nachfrage nach dem auf diesem Markt gehandelten Gut. Es wird sowohl für die Nachfrage- wie die Angebotsseite angenommen, daß der Substitutionseffekt den Vermögenseffekt auf kurze Sicht dominiert. Somit gilt folgendes System, das die Abweichungen des Angebots bzw. der Nachfrage vom Normalpfad ($\bar{y}_S(z)$ bzw. $\bar{y}_D(z)$) beschreibt:

$$[20] \quad y_t^S(z) = \bar{y}_S(z) + \alpha_S (P_t(z) - E[P_{t+1}/I_t(z)]) \\ - \beta_S (E[M_{t+1}/I_t(z)] - E[P_{t+1}/I_t(z)]) + u_t^S(z) \\ \text{mit } \alpha_S, \beta_S > 0 \text{ und } \alpha_S > \beta_S$$

$$[21] \quad y_t^D(z) = \bar{y}_D(z) - \alpha_D (P_t(z) - E[P_{t+1}/I_t(z)]) \\ + \beta_D (E[M_{t+1}/I_t(z)] - E[P_{t+1}/I_t(z)]) + u_t^D(z) \\ \text{mit } \alpha_D, \beta_D > 0 \text{ and } \alpha_D > \beta_D$$

Die Störgrößen $u_t^S(z)$ und $u_t^D(z)$ sind die Schocks des relativen Angebots bzw. der relativen Nachfrage; sie heben sich annahmegemäß über alle

-
- (1) Sie sind für die Modellergebnisse nicht wichtig, wenn man sich nur auf die Wirkungen monetärer Impulse konzentriert. Daher werden sie im folgenden vernachlässigt.
- (2) EP_{t+1} ist das für die folgende Periode (t+1) erwartete Preisniveau. Alle ökonomischen Variablen sind wieder als natürliche Logarithmen zu verstehen.

Märkte auf (1). Für sie gilt die übliche Annahme der Normalverteilung (Erwartungswert von Null, endliche Varianz σ_u^2) und der stochastischen Unabhängigkeit.

Da für das Angebots- und Nachfrageverhalten Erwartungsgrößen entscheidend sind, muß das Modell weiter spezifiziert werden. Für die Geldpolitik wird angenommen, daß

$$[22] \quad M_t - M_{t-1} = m_t$$

mit $m_t \sim (0, \sigma_m^2)$

Die Geldpolitik folgt also einem "random walk", die erwartete Änderungsrate der Geldmenge ist Null (2).

Damit sind die Argumente des - annahmegemäß - wichtigsten Entscheidungskalküls genannt: Es kommt darauf an, ob die Anbieter bzw. Nachfrager eine Änderung des Preises $P_t(z)$ als eine relative Verbesserung ihrer Position oder als Ausdruck eines Anstiegs des (unbekannten) laufenden Preisniveaus nach einer Geldmengenerhöhung betrachten. Äquivalent zum Lucas-Modell werden nun rationale Erwartungen unterstellt; in diesem Falle besagt die Hypothese, daß die Wirtschaftssubjekte die Momente der Wahrscheinlichkeitsverteilung für die relevanten Parameter kennen, hier also die Varianz der Angebots- bzw. Nachfrageschocks σ_u^2 und die Varianz der Geldmenge σ_m^2 . Die Gleichgewichtslösung für die Produktion auf dem Markt z ($y_t(z)$) ergibt (3)

$$[23] \quad y_t(z) = \bar{y}(z) + A m_t + B u_t^d(z) + C u_t^s(z)$$

wobei $\bar{y}(z)$ die "normale" Produktion darstellt und die Größen A, B und C außer von den Konstanten α und β nur von den Varianzen σ_m^2 und σ_u^2 abhängen. Interessant ist vor allem, daß die Produktion nur auf den unerwarteten Teil der Geldmenge - nämlich m_t - reagiert. Der Effekt des Geldmengenschocks m_t ist dabei proportional zum Koeffizienten A:

$$[24] \quad A = g \sigma_u^2 / (\beta^2 \sigma_m^2 + \sigma_u^2) \quad \text{mit } g = \text{const.}$$

Das Ergebnis ist mit der Aussage des Lucas-Modells vergleichbar: Ein positiver Impuls der Geldmenge wirkt kurzfristig um so stärker produktionserhöhend, je niedriger die Variabilität der Geldpolitik ist (4). Die Wirkungen tendieren andererseits gegen Null, wenn die Varianz größer

-
- (1) Im Lucas-Modell entspricht dies der Größe z_t (Gleichung [13]).
 - (2) Die wichtigsten Modellergebnisse sind von der Höhe der durchschnittlichen Rate der Geldmengenexpansion unabhängig.
 - (3) Vgl. Barro [1976, S. 11]. Die Gleichung ist hier verkürzt wiedergegeben.
 - (4) "...it can be appropriately called the Lucas-hypothesis on the Phillips curve slope" [Barro, 1976, S. 12].

wird. "As the population variance of money shocks rises relative to that of real shocks, the fraction of price variance due to the monetary source increases. Accordingly, individuals subject to incomplete information will rationally associate a larger fraction of observed price changes with monetary movements and will therefore be less fooled by a given size money shock" [Barro, 1981, S. 51].

Ein weiteres Ergebnis ist, daß das Modell dauerhafte Effekte geldpolitischer Schocks nicht zuläßt; die "relative-aggregate confusion" löst sich mit Bekanntwerden der Geldmenge bzw. des Preisniveaus in der Periode t auf. Wiederholte Schocks wären nötig, um eine anhaltende Abweichung der Produktion vom Normalpfad zu bewirken. Somit hat dieser Ansatz ebenso wie die einfache Version des Lucas-Modells den Mangel, daß ein typischer, länger anhaltender Konjunkturzyklus nicht erklärt werden kann. Dieser könnte analog zum - bereits erwähnten - erweiterten Modell von Lucas [1975] oder durch die explizite Berücksichtigung von Anpassungskosten (1) konstruiert werden.

Aus den Modellen des hier vorgestellten Typs der "isolated islands" läßt sich auch eine Aussage über den Zusammenhang zwischen monetären Schocks und relativen Preisen ableiten. Cukierman [1979b] zeigt analytisch, daß es eine positive Korrelation zwischen der Varianz der Inflationsrate und der Varianz der relativen Preise gibt (2). Diese beiden Größen werden jeweils von einer dritten, exogenen Variablen beeinflusst, nämlich der Varianz der nominalen Nachfrageschocks. Daß konkret die Geldpolitik nicht nur das Preisniveau, sondern auch die relativen Preise beeinflusst, scheint plausibel. So läßt sich beobachten, daß nach einer expansiveren Geldpolitik die Bestandspreise (Grundstücke, Wohnungen, Edelmetalle, dauerhafte Güter usw.) tendenziell stärker steigen als die Preise für nichtdauerhafte Güter. Darüber hinaus gilt erfahrungsgemäß für eine offene Volkswirtschaft, daß ein solcher Kurswechsel der Geldpolitik relativ rasch zu einer realen Abwertung der heimischen Währung führt (overshooting), so daß sich importierte Güter relativ zu im Inland produzierten Gütern verteuern.

Empirischer Befund

Die empirischen Untersuchungen, die analog zum Barro-Modell durchgeführt wurden, sind keine Querschnittsanalysen für verschiedene Länder, wie sie möglich wären, wenn man die Varianzen der Geldpolitik als Erklärungsgröße für den unterschiedlich hohen Trade-off der Phillips-Kurve verwenden würde (3).

(1) Darauf weist Barro [1976, S. 12] hin.

(2) Dies ist das Ergebnis einer empirischen Studie von Vining, Elwertowski [1976], die ihre Resultate aber im Widerspruch zu den Inhalten der neuen klassischen Modelle sahen. Cukierman nahm diese Behauptung zum Anlaß für seine korrigierende Erwiderung. Lucas [1973] hatte bei seiner Modellbeschreibung angenommen, daß die Varianz der relativen Preise von Nachfrageschocks unabhängig ist. Zur ausführlichen Darstellung und zu empirischen Untersuchungen vgl. auch Cukierman, Wachtel [1979].

(3) Dies entspräche dem Vorgehen von Lucas und Alberro beim Test des oben beschriebenen Lucas-Modells.

Vielmehr laufen die vor allem von Barro durchgeführten Analysen darauf hinaus, die Wirkungen der geldpolitischen Schocks aufzuzeigen. Die wichtigsten Ergebnisse verschiedener Arbeiten werden im folgenden beschrieben; jeweils im Anschluß daran folgt eine kurze Diskussion der Vorgehensweisen.

Barros Analyse für die Vereinigten Staaten

In mehreren Veröffentlichungen (1) geht Barro der Hypothese nach, die sich aus seinem Modell ableiten läßt: Schwankungen des Realeinkommens (bzw. der Arbeitslosenquote) werden besser durch unerwartete geldpolitische Impulse erklärt als durch die tatsächliche Entwicklung der Geldpolitik. Diese Fragestellung verlangt eine Hypothese über die Größe "unerwartete Geldmenge". Barro (2) geht so vor, daß er eine Reaktionsfunktion der Notenbank beschreibt. Danach wird die Zuwachsrate der Geldmenge M_1 im Jahre t (es werden Jahresdaten für 1941-1976 verwendet) von verschiedenen Größen beeinflusst:

- Die Zuwachsraten der Geldmenge in den beiden Vorjahren werden berücksichtigt, um der Autokorrelation dieser Zeitreihe Rechnung zu tragen. In der Schätzgleichung erhält Barro positive Koeffizienten, die zusammengenommen kleiner als Eins sind (3).
- Es wird angenommen, daß die Notenbank Ausgabensteigerungen des Bundeshaushalts teilweise akkommodiert. Steigen die realen Ausgaben in der laufenden Periode stärker als üblich (4), wird die Geldmenge *ceteris paribus* ebenfalls stärker ausgedehnt.
- Der Notenbank wird ein antizyklisches Verhalten unterstellt: Auf einen Anstieg der Arbeitslosenquote im Vorjahr reagiert sie mit einer verstärkten Geldmengenerweiterung.

Die so formulierte Regression bringt befriedigende statistische Ergebnisse bezüglich der Anpassung und der Signifikanz der Koeffizienten, die zudem die erwarteten Vorzeichen aufweisen. Die Residuen dieser Schätzgleichung (der unerklärte Rest) stellen dann annahmegemäß die "unerwartete Geldmengenerweiterung" dar. Dieses Vorgehen entspricht der Hypothese der rationalen Erwartungen, die auf dieses Beispiel bezogen besagt, daß die Wirtschaftssubjekte eben diese Reaktionsfunktion der Notenbank kennen und sich bei ihren Angebots- bzw. Nachfrageentscheidungen danach richten (5).

(1) Vor allem Barro [1977b; 1978] sowie Barro, Rush [1980].

(2) Im folgenden wird hauptsächlich aus dem Aufsatz von Barro [1978] berichtet. Der Unterschied zur Untersuchung zuvor - [Barro 1977b] - besteht darin, daß hier das reale Sozialprodukt und nicht die Arbeitslosenquote erklärt und zusätzlich eine Gleichung für den Preisindex geschätzt wird.

(3) "If the money growth process is stationary, it would not be expected that the sum of the lag weights in money growth predictions would equal one" [Barro, 1977b, S. 105].

(4) Barro konstruiert einen Trendverlauf für die realen Ausgaben.

(5) Die Reaktionsfunktion hat - notwendigerweise - adaptiven Charakter in dem Sinne, als nur Beobachtungen der Vergangenheit berücksichtigt werden. Dennoch ist das Prinzip der rationalen Erwartungen erfüllt, da diese Funktion - so die Hypothese - die beste Schätzung

Der nächste Schritt ist nun, daß das reale Bruttosozialprodukt in Abhängigkeit von den monetären Schocks und alternativ von der tatsächlichen Geldmengenzuwachsrates geschätzt wird, wobei jeweils vier Variable berücksichtigt werden (= Verzögerungen 0, 1, 2, 3) (1). Der Vergleich der Ergebnisse zeigt, daß der monetäre Schock eine überlegene Erklärung des Realeinkommens liefert: Die Signifikanz der erklärenden Variablen ist größer, der Standardfehler der Schätzgleichung ist erheblich geringer als in der Gleichung, in der die tatsächliche Geldmengenentwicklung berücksichtigt wird (2).

In einem weiteren Schritt wird geprüft, ob durch die Hinzunahme der jeweils anderen Geldmengengröße der Erklärungswert der Gleichung steigt: Die Schätzung wird nicht verbessert, wenn in der Gleichung mit der unerwarteten Geldmenge zusätzlich die tatsächliche Geldmenge berücksichtigt wird; umgekehrt erfolgt eine deutliche Verbesserung bei Hinzunahme der monetären Schocks zu der Gleichung, die nur die tatsächliche Geldmenge berücksichtigt. Dieser Test beinhaltet also, daß die Hypothese, nur unerwartete geldpolitische Impulse bewirken Änderungen beim Realeinkommen, nicht verworfen werden kann.

Die Hauptkritik an dem Vorgehen Barros bei der empirischen Analyse bezieht sich auf die von ihm gewählte Reaktionsfunktion der Zentralbank, denn sie ist die kritische Ausgangsbasis für die Hypothesentests. So ist erstens beispielsweise nicht geprüft oder zumindest nicht dokumentiert, ob diese Funktion im Zeitablauf stabil ist oder ob sich die Gewichtung bei der Erwartungsbildung verschiebt. Barro [1977b, S. 106] beschreibt selbst eine mögliche Alternative; danach sollte bei der Schätzung dieser Funktion immer nur der tatsächliche Informationsstand der Wirtschaftsobjekte berücksichtigt werden. Dies liefe darauf hinaus, die Gleichung zunächst für eine Basisperiode zu berechnen und dann bei Hinzunahme einer weiteren Beobachtung jeweils neu zu schätzen (3). Ein solches Vorgehen könnte die sehr strenge Annahme umgehen, die hier gemacht wurde, daß nämlich den Wirtschaftsobjekten das Reaktionsmuster der Notenbank für den gesamten Zeitraum schon zu Beginn bzw. vor Ende der Schätzperiode bekannt ist (4).

Zum zweiten hat die Wahl der Reaktionsfunktion Ad-hoc-Charakter (5). Dies betrifft zum einen die Zahl der untersuchten Lags für die einzelnen erklärenden Variablen; zum anderen ist die Auswahl der möglichen Erklä-

für die tatsächliche Geldmenge ist. Vgl. dazu auch Abschnitt II.2.

- (1) Zusätzlich wird eine Trendvariable aufgenommen sowie eine Größe, welche die unterschiedliche Gesetzgebung bei der Wehrpflicht berücksichtigt, um die Effekte auf das Arbeitskräftepotential zu erfassen. Zur Begründung siehe Barro [1977b, S. 106 f.].
- (2) Das gleiche Ergebnis gilt für die Schätzung der Arbeitslosenquote in Barro [1977b].
- (3) Dies ist die Prozedur, die beim Kalman-Filter verwendet wird. Vgl. hierzu auch das Kapitel V, S. 93 f.
- (4) Hinzu kommt, daß die ersten Jahre des Untersuchungszeitraums Kriegsjahre sind, die zu "untypischen" Geldmengen- und Staatsausgabenänderungen geführt haben können.
- (5) Vgl. auch Minford [1982, S. 189]: "... arbitrariness of the money supply function ...".

rungsfaktoren selbst sehr begrenzt gehalten. So ist beispielsweise nicht untersucht, ob die Notenbank auf Änderungen der Inflationsrate oder des Zinsniveaus reagiert, obwohl diese Größen zumindest in der Kommentierung der Geldpolitik durch die Notenbank eine Rolle spielen. Auch wäre denkbar, daß sie laufende Veränderungen der Arbeitslosenquote in ihren Entscheidungen berücksichtigt (1). Eine nicht ganz plausible Hypothese Barros ist ferner, daß die Wirtschaftssubjekte die realen Staatsausgaben für die Periode abschätzen können, für die sie ihre Erwartung bezüglich der Geldmengenexpansion bilden (2).

Die oben genannten Einwände ließen sich möglicherweise bekräftigen, wenn alternative Reaktionsfunktionen geschätzt würden. Dann ließe sich die Robustheit der Ergebnisse prüfen. Mit Sicherheit könnte man sehr viele andere, ähnlich plausible Funktionen finden. Bisher hat es solche Untersuchungen noch nicht gegeben, so daß Barros Arbeiten als vorläufige Evidenz weiterhin akzeptiert bleiben können.

Allerdings ergibt sich ein schwerwiegender Einwand aus der Theorie der rationalen Erwartungen selbst. Unterstellt man wie Barro, daß alle Wirtschaftseinheiten die von ihm geschätzte Reaktionsfunktion kennen, so sollte die Notenbank auch diese Kenntnis haben. Wenn sie nun das Ziel hat, die Arbeitslosenquote zu beeinflussen, aber gleichzeitig "weiß", daß dazu die von den Erwartungen abweichenden Änderungen der Geldmenge notwendig sind, müßte gerade die unerwartete Geldmenge die Steuergröße für die Notenbank sein. Dies würde aber die Stabilität der geschätzten Reaktionsfunktion aufheben [Weintraub, 1980, S. 66], und zwar vor allem deshalb, weil man gemäß der Hypothese rationaler Erwartungen auch unterstellen muß, daß die Öffentlichkeit ein solches Verhalten der Notenbank durchschaut. Barro gesteht diese Inkonsistenz ein: "He (=Barro, J.S.) was not himself satisfied with the role of the unemployment rate in the Fed reaction function, since it implied some irrationality on the part of the Fed" [Barro, Rush, 1980, S. 70 f.].

Weitere Untersuchungen zur Hypothese des monetären Schocks

Die Vorgehensweise Barros wurde für verschiedene andere Länder kopiert. Die Analysen unterscheiden sich hauptsächlich durch die Wahl der Reaktionsfunktion der Notenbank. So spielt in der Untersuchung von Attfield et al. [1981] über die britische Wirtschaft auch die Reaktion der Geldpolitik auf die außenwirtschaftliche Entwicklung eine Rolle. Die Autoren berücksichtigen den Saldo der Leistungsbilanz und finden eine positive Korrelation zur Geldmengenexpansion (3). Ähnlich wie Barro kommen sie in der folgenden Analyse des realen Bruttoinlandsprodukts zu dem Ergebnis, daß der monetäre Schock - also die unerwartete Geldmengenänderung - einen deutlich höheren Erklärungswert besitzt als die

(1) Vgl. diese Kritik bei Blinder [1980].

(2) "...indefensible assumption..." [Minford, 1982, S. 189].

(3) Obwohl die Autoren einen Test dokumentieren, nach dem mit hoher Wahrscheinlichkeit ein Strukturbruch in der Gleichung vorliegt (Änderung im "policy regime"), verwenden sie die Funktion weiter. Sie begründen dies mit der geringen Zahl der Beobachtungen [Attfield et al., 1981, S. 371].

alternativ getestete tatsächliche Änderung der Geldmenge (1).

In einer Untersuchung über die Arbeitslosenquote in Kanada kommt Wogin [1980] zu einem entsprechenden Resultat. Allerdings verschwindet der Erklärungswert des monetären Schocks (d.h., die geschätzten Koeffizienten sind nicht mehr signifikant), wenn ein Fiskalimpuls (Staatsausgaben) und ein außenwirtschaftlicher Impuls (Exporte) als zusätzliche Variable in die Gleichung aufgenommen werden. Dieses Resultat legt nahe, die Hypothese rationaler Erwartungen auf diese Einflußgrößen auszuweiten und Größen für finanzpolitische und vom Ausland verursachte Schocks zu konstruieren.

Ein anderes Anwendungsgebiet für die Hypothese des monetären Schocks wählt J. Grossman [1981]. Er untersucht, ob Änderungen der kurzfristigen Zinsen in den Vereinigten Staaten von unerwarteten geldpolitischen Änderungen oder von der tatsächlichen Geldmenge abhängen. Anders als bei den o.g. Untersuchungen werden tatsächlich beobachtete Werte für die erwartete Geldmenge verwendet: Grossman benutzt Umfrageergebnisse für die Erwartungen bezüglich der wöchentlich veröffentlichten Zahlen der Geldmenge M1 und M2. Diese Umfragen werden pro Woche zweimal durchgeführt, so daß zwei Zeitreihen benutzt werden können. Für beide gelten - so die Prüfung durch Grossman - die Eigenschaften der Rationalität, das heißt, sie sind unverzerrte, effiziente Schätzwerte der tatsächlichen Geldmengenentwicklung.

Untersucht wird dann die Änderung verschiedener Zinssätze kurz nach Bekanntgabe der Geldmengen Zahlen. Die erste erklärende Variable ist die erwartete Geldmengenänderung; die Hypothese lautet, daß der Koeffizient nicht von Null verschieden ist (2). Die zweite erklärende Variable ist die unerwartete Geldmengenwachstumsrate. Hier ist ein positiver Koeffizient zu erwarten, weil die amerikanische Notenbank ein Geldmengenziel anvisierte: "...when money is growing faster (slower) than expected, money growth may approach or exceed the upper (lower) specified band and may thereby bring about tightening (loosening) by the Fed. Thus, the public correctly incorporates the policy rule which is used by the Fed" [J. Grossman, 1981, S. 421]. Aus den Schätzgleichungen ergibt sich eine Bestätigung für die Hypothesen (3), die Zinsen reagieren in der Tat nur auf geldpolitische Überraschungen.

Sargents klassisches Modell für die Vereinigten Staaten

Sargent [1976a] formuliert ein Modell mit fünf Gleichungen, die in Anlehnung an andere Modelle mit rationalen Erwartungen entwickelt werden. Kernstück ist eine strenge Formulierung der natürlichen Arbeitslosen-

-
- (1) Die Autoren schätzen auch eine Gleichung für den Deflator des Bruttoinlandsprodukts. Ähnlich wie bei Barro ist die Schätzgleichung jedoch unbefriedigend.
 - (2) Dies ist die Effizienz-Hypothese für die Finanzmärkte, nach der alle erwarteten geldpolitischen Änderungen in den Preisen eskomptiert sind.
 - (3) Die Koeffizienten des monetären Schocks sind hoch signifikant (weniger als 1 vH Irrtumswahrscheinlichkeit).

quote (1):

$$[25] \quad U_t = \gamma(p_t - E_{t-1}p_t) + \sum_i \gamma_i U_{t-i} + v_t$$

Sie besagt, daß die Arbeitslosenquote U_t außer von sich selbst nur von der Überraschung beim Preisniveau p_t in derselben Periode abhängt (2).

Die Erwartungen über das Preisniveau bilden sich die Wirtschaftssubjekte in Kenntnis des geldpolitischen Prozesses, für den folgende Annahme gemacht wird:

$$[26] \quad m_t = \sum_i \beta_i m_{t-i} + u_t$$

Die Geldmenge (natürlicher Logarithmus m) ist eine exogene Variable und folgt einem einfachen autoregressiven Prozeß (3). Die Anwendung der Hypothese rationaler Erwartungen in diesem Modell bedeutet nun, daß die Wirtschaftssubjekte die Funktion [26] kennen und danach die Erwartungen bezüglich der Geldpolitik bilden (die Koeffizienten sind ihnen annahmegemäß bekannt). Danach richten sich dann auch die Preiserwartungen, so daß die noch unbekannte Größe in Gleichung [25], nämlich $E_{t-1}p_t$, definiert ist (4).

Dieses Modell hat die Implikation, daß eine Prognose der Arbeitslosenquote durch Kenntnis der Geldpolitik in der Vergangenheit nicht verbessert werden kann. Es gilt

$$[27] \quad E_{t-1}U_t = \sum_i \lambda_i U_{t-i}$$

da sich die anderen Größen aus Gleichung [25] aufheben. Dies bedeutet nicht, daß die Änderungen der Geldpolitik ohne Einfluß auf die Arbeitslosigkeit sind, sondern daß die Effekte nicht präzise prognostizierbar sind. Daher besteht für die geldpolitische Instanz keine Möglichkeit, die Geldmenge so zu steuern, daß eine gewünschte Änderung der Arbeitslosenquote eintritt. "What affects unemployment and output is the gap between m_{t+1} and $E_t m_{t+1}$, and there is no way that the authority can expect to set this gap at some desired nonzero level" [Sargent, 1976a, S. 213]. Unter der Annahme, daß die Wirtschaftssubjekte die Geldmenge noch nach der Gleichung [26] schätzen, müßte die Notenbank bei dem Ziel, eine bestimmte Arbeitslosenquote zu erreichen, von dieser Geldmengenregel abweichen. Die Annahme rationaler Erwartungen schließt aber aus, daß eine solche Strategie anhaltenden Erfolg haben kann.

-
- (1) "...a drastic version of the natural unemployment rate hypothesis; ..." [Sargent, 1976a, S. 208].
 - (2) In der hier verwendeten Schreibweise ist p_t der natürliche Logarithmus des Preisniveaus.
 - (3) Die Störgröße u_t weise die üblichen Eigenschaften auf (stochastische Unabhängigkeit, Erwartungswert von Null, endliche Varianz).
 - (4) Auf die anderen Elemente des Sargent-Modells soll hier nicht weiter eingegangen werden.

Die empirische Analyse bei Sargent enthält Kausalitätstests für die Zeit 1952-1972 (Quartalsdaten). Es wird geprüft, ob die Prognose der Arbeitslosenquote nach Gleichung [27] optimal ist oder ob es Variable gibt, die diese Prognose verbessern (1). Sargent verwendet zwei Methoden zur Prüfung auf Kausalität (nach Granger und nach Sims) und kommt zu unterschiedlichen Ergebnissen:

- Die Tests auf Granger-Kausalität ergeben eine Abhängigkeit der Arbeitslosenquote vom Nominallohn, es stellt sich das erwartete positive Vorzeichen ein. Die Geldmenge ist ebenfalls kausal zur Arbeitslosenquote, allerdings mit falschem Vorzeichen (2).
- Die Tests nach Sims ergeben eine Unabhängigkeit der Arbeitslosenquote von allen betrachteten Variablen einschließlich der Geldmenge (3).

Diese Ergebnisse sind zwar keine eindeutige Bestätigung für die Richtigkeit des Modells, aber dies ist auch nicht die Intention: "The aim is to test how emphatically the data reject a model incorporating rather severe classical hypotheses" [Sargent, 1976a, S. 207]. Sargent betont, daß solche ökonometrischen Modelle, die eine antizyklische Geld- und Finanzpolitik für erfolgversprechend halten, die hier gefundene Evidenz durch bessere Ergebnisse überbieten müssen. Andernfalls kann davon ausgegangen werden, daß eine Geldpolitik mit einer konstanten Expansionsrate der "flexiblen Politik" nicht unterlegen ist. "If we are to have any reason to believe that rules with feedback are superior to rules without feedback, there should be empirical evidence in hand that some existing macroeconomic model can outperform models of the class studied in this paper. It is my impression that such evidence does not yet exist" [Sargent, 1976a, S. 236].

3. Sargents Modell der Äquivalenz verschiedener Theorien

In der Kontroverse zwischen Anhängern einer keynesianischen und einer monetaristischen Strategie der Wirtschaftspolitik geht es darum, wie die geld- und finanzpolitischen Instrumente eingesetzt werden sollen. Die eine Schule schlägt vor, die Politik nach der jeweiligen gesamtwirtschaftlichen Lage auszurichten, um so auf Fehlentwicklungen zu reagieren (rules with feedback); die andere hält feste Regeln für angemessen (rules without feedback). Die Unterschiede liegen kaum in der Zielvorstellung: "Each would like to keep the economy as close as possible to 'full employment', hopefully with a stable price level" [Sargent, 1979b,

-
- (1) Zur Methodik der Kausalitätstests vergleiche Kapitel IV. An dieser Stelle werden nur die Resultate kommentiert, die sich auf die Arbeitslosenquote beziehen.
 - (2) Die Koeffizienten der verzögerten Geldmenge sind teils positiv, teils negativ, ihre Summe ist größer als Null.
 - (3) Die Divergenz zum Ergebnis der Tests auf Granger-Kausalität ergibt sich möglicherweise aus der unterschiedlichen Strenge der beiden Methoden. Tendenziell enthalten Granger-Tests eine Verzerrung hin zur Ablehnung, Sims-Tests dagegen eine Verzerrung hin zur Annahme der Exogenitätshypothese. Vgl. Sargent [1976a, S. 233].

S. 347]. Vielmehr geht es um die Frage, welches das richtige makroökonomische Modell ist und - vor allem - wie die Erwartungsbildung der Wirtschaftssubjekte erfaßt werden soll.

In seiner Modellanalyse des Problems der "observational equivalence" beschreibt Sargent [1976b], daß es nicht möglich ist, aufgrund empirisch geschätzter Gleichungen die Überlegenheit der einen oder anderen These zu belegen, wenn die Politik im Schätzzeitraum nur eine Regel befolgt. Diese Problematik wurde bereits im Abschnitt II.4.b angedeutet. Zwei Theorien, so verschieden sie auch sein mögen, können die Vergangenheit möglicherweise gleich gut "erklären". Weil aber nur die Parameter der reduzierten Form des Modells geschätzt werden, kann man nicht auf die Richtigkeit der einen oder anderen strukturellen Form schließen, also z.B. entscheiden, welche Restriktion bezüglich der Erwartungen richtig oder falsch ist. Erst wenn beide Modelle zu unterschiedlichen Erklärungen oder Prognosen führen - und dies kann der Fall sein, wenn sich das "policy regime" ändert -, kann ein Modell falsifiziert werden. Dieses Problem wird im folgenden formal beschrieben (1).

D e r t h e o r e t i s c h e A n s a t z

Es wird ein System mit zwei Variablen beschrieben. Zwischen der Zielvariablen y_t (z.B. Realeinkommen) und der Instrumentvariablen m_t (z.B. Geldmenge) bestehe folgende Beziehung:

$$[28] \quad y_t = \alpha(L)\varepsilon_t + \beta(L)\eta_t$$

$$[29] \quad m_t = \gamma(L)\varepsilon_t$$

$$\text{mit } \alpha(L) = \sum_{j=0}^{\infty} \alpha_j L^j \text{ usw. (2)}$$

Diese Darstellung in "moving average form" besagt, daß m_t eine exogene Variable ist und die Größe y_t kausal - im Sinne von Granger - beeinflußt (3) (für die Zufallsvariablen ε_t und η_t gelten die üblichen Annahmen). Durch Umformung - Inversion der Polynome für den Lagoperator L - erhält man die reduzierte Form des Systems, die sich mit der üblichen Methode der kleinsten Quadrate (OLS) schätzen läßt (4):

-
- (1) Die Anwendung am Beispiel der rationalen Erwartungen und die Implikationen für das empirische Vorgehen sind in Abschnitt V.3 beschrieben.
 - (2) Dies ist die verkürzte Schreibweise mit Lagoperatoren. Es gilt generell $L^n x_t = x_{t-n}$.
 - (3) Die Annahme der Exogenität ist notwendig, damit das System in eine schätzbare reduzierte Form umgeformt werden kann. Sie ändert nichts an der eigentlichen Aussage.
 - (4) Die Bedingung der Schätzbarkeit muß erfüllt sein, wenn die Wirtschaftspolitik empirisch fundiert sein soll.

$$[30] \quad y_t = \sum_{i=0}^{\infty} a_i m_{t-i} + \sum_{i=0}^{\infty} b_i y_{t-i-1} + \eta_t$$

Wenn es nun das Ziel der geldpolitischen Instanz ist, die Varianz der Einkommensschwankungen (= Abweichungen vom Vollbeschäftigungs-niveau) zu minimieren, müßte sie statt der Regel in Gleichung [29] folgende Politik anwenden, die sich aus der Umformung der Gleichung [30] ergibt:

$$[31] \quad m_t = - \sum_{j=1}^{\infty} a_j m_{t-j} - \sum_{j=0}^{\infty} b_j y_{t-j-1}$$

Dieser Wechsel zu einer Orientierung an vergangenen Werten von m und y ist dann erfolgversprechend und der konstanten Geldmengenregel überlegen, wenn die Koeffizienten a_i und b_i in Gleichung [30] auch bei einem Wechsel des "policy regime" - repräsentiert durch Gleichung [31] - unverändert bleiben. Die Gültigkeit eben dieser Annahme wird aber bestritten, insbesondere in der Lucas-Kritik der "policy-evaluation".

Zur Verdeutlichung der Gegenthese, daß eine Strategie der konstanten Expansionsrate der Geldmenge nach Simons oder Friedman der aktivistischen Politik nicht unterlegen ist, entwickelt Sargent eine alternative reduzierte Form. Aus der Regel in Gleichung [29] ergibt sich: $\gamma_0 \varepsilon_t = m_t - E_{t-1} m_t$, wobei E der Erwartungsoperator ist. Die erwartete Geldmenge ist annahmegemäß unabhängig von vergangenen y -Werten. Durch Umformung analog zur vorangegangenen Ableitung erhält man folgende reduzierte Form:

$$[32] \quad y_t = \sum_{i=0}^{\infty} c_i (m_{t-i} - E_{t-i-1} m_{t-i}) \\ + \sum_{i=0}^{\infty} b_i y_{t-i-1} + \eta_t$$

Sie enthält die Formulierung der natürlichen Arbeitslosenquote: Nur unerwartete geldpolitische Änderungen führen zu realen Effekten. Danach ist jede deterministische Regel für die Geldpolitik gleich gut, sofern die Koeffizienten in Gleichung [32] konstant sind. Gilt zum Beispiel

$$[33] \quad m_t = s_1 m_{t-1} + s_2 m_{t-2} + \dots + r_1 y_{t-1} + r_2 y_{t-2} + \dots$$

folgt daraus immer, daß

$$[34] \quad E_{t-1} m_t = m_t$$

Dies impliziert eine strenge Neutralität der Geldpolitik, denn entsprechend der Gleichung [32], die die Hypothese der rationalen Erwartungen abbildet, ist y_t dann unabhängig von m (1):

(1) Die Elemente mit m fallen fort.

$$[35] \quad y_t = \sum_{i=1}^{\infty} b_i y_{t-i} + \eta_t$$

Dieses Ergebnis, daß eine Regel mit konstanter Geldmengenerweiterungsrate der aktivistischen Politik nicht unterlegen ist, beruht auf der willkürlichen Annahme, daß die Koeffizienten in Gleichung [32] - mit der Hypothese rationaler Erwartungen - konstant bleiben, wenn sich das "policy regime" ändert. Zuvor war bei der alternativen, keynesianischen Hypothese eine andere, aber ebenso willkürliche Annahme bezüglich der Konstanz der Koeffizienten in Gleichung [30] gemacht worden. Welche der beiden Gleichungen richtig ist, läßt sich weder a priori klären noch empirisch belegen, denn beide haben identische Residuen, so daß sie eine gleich gute Anpassung aufweisen (1). Wenn aber ein Wechsel des "policy regime" vorliegt, ist ein empirischer Test möglich: "... by estimating reduced forms for various subperiods or countries across which policy rules differed systematically, light can be shed on what way of writing the reduced form remains invariant" [Sargent, 1976b, S. 635 f.].

Empirische Evidenz

Eine Entscheidung zugunsten der einen oder anderen These ist also nur möglich, wenn die beiden konkurrierenden Gleichungen für Perioden mit unterschiedlichem "policy regime" geschätzt werden - es sei denn, man zeigt, daß die reale Entwicklung ohnehin von der Geldpolitik unabhängig ist (2).

Ansätze, die eine Klärung der Kontroverse bringen können, gibt es in einigen hier bereits vorgestellten empirischen Arbeiten. So lassen sich die oben beschriebenen Tests bei Lucas [1973] und Alberro [1981] dahingehend interpretieren, daß sie eine Querschnittsanalyse durchführen, bei der Länder mit unterschiedlichem "policy regime" erfaßt werden. Dieses ist bei ihnen durch eine bestimmte Varianz der nominalen Gesamtnachfrage gekennzeichnet. Die Ergebnisse von Lucas und Alberro sind konsistent mit der Hypothese der natürlichen Arbeitslosenquote.

Auch die zitierten Arbeiten von Barro [1977a; 1978] bzw. Barro, Rush [1980] - ebenso wie andere Arbeiten mit diesem Ansatz - beziehen sich auf Perioden, in denen es eine Änderung der geldpolitischen Regel gegeben hat. Denn in der Reaktionsfunktion der Zentralbank kommt zum Ausdruck, daß z.B. die Staatsausgaben die Geldpolitik während des

-
- (1) "This is what leads me to the conclusion that the empirical evidence from a single estimation period alone... can never settle things between advocates of rules with feedback and advocates of rules without feedback. Perhaps this could be dismissed as a mere curiosity if macroeconomists agreed that... one of these ways of writing the reduced form is much more likely to remain unchanged when policy changes. The problem is that there is no such agreement" [Sargent, 1976b, S. 635 f.].
 - (2) Sargent [1976a] kommt in seinem Test des klassischen Modells für die Vereinigten Staaten zu dem Ergebnis, daß die Arbeitslosenquote unabhängig ist (nicht kausal beeinflußt wird) von der Geldmenge (vgl. S. 46 ff.).

Schätzzeitraums in unterschiedlicher Weise beeinflußt haben (1).

Einen Test, der weitgehend an die Gleichungen bei Sargent [1976b] angelehnt ist, führen Neftçi und Sargent [1978] für die Vereinigten Staaten durch. Sie betrachten zum einen die Periode 1920-1940 (2), zum anderen die Periode 1949-1974 (3). Beide Zeiträume werden für die Tests in jeweils zwei etwa gleich lange Teilperioden eingeteilt. Generell wird von folgender Reaktionsfunktion der Notenbank ausgegangen:

$$[36] \quad m_t = \sum_{i=1}^{\infty} c_i m_{t-i} + \sum_{i=1}^{\infty} d_i y_{t-i} + u_t$$

Sie entspricht der Gleichung [31] (4). Für fest vorgegebene Werte von i (= Anzahl der betrachteten Perioden) wird die Stabilität der Gleichung für die jeweiligen Teilperioden getestet; die Autoren kommen zu dem Ergebnis, daß die Stabilitätshypothese verworfen werden kann. Damit ist die Grundvoraussetzung für den von Sargent angeregten Test erfüllt, da offensichtlich ein Wechsel im "policy regime" vorliegt.

Die beiden Alternativhypothesen für die Bestimmung des Realeinkommens lauten analog zu den zuvor genannten Gleichungen [30] und [32]:

$$[37] \quad y_t = \sum_{i=0}^{\infty} a_i m_{t-i} + \sum_{i=1}^{\infty} b_i y_{t-i} + v_t$$

$$[38] \quad y_t = \sum_{i=0}^{\infty} a_i (m_{t-i} - E_{t-i-1} m_{t-i}) + \sum_{i=1}^{\infty} b_i y_{t-i} + v_t$$

Gleichung [37] ist die keynesianische Hypothese, die impliziert, daß eine "feedback rule" der Regel nach Friedman (x-percent-rule) überlegen ist. Gleichung [38] ist die Alternativhypothese, die diese Überlegenheit verneint. Hier sind rationale Erwartungen unterstellt, das heißt, die Erwartungen bezüglich der Geldmenge richten sich nach der Reaktionsfunktion [36]. Die Wirtschaftssubjekte haben ferner annahmegemäß den Wechsel im "policy regime" erkannt und ihre Erwartungen so angepaßt, daß ihnen keine systematischen Fehler mehr unterlaufen (5).

Neftçi und Sargent testen nun die Konstanz der Parameter beider Gleichungen über die jeweiligen Teilperioden der Vorkriegs- und Nachkriegszeit. In allen Fällen kann die Hypothese der Konstanz der Parameter in Gleichung [37] - der keynesianischen These - mit hoher Wahrscheinlichkeit abgelehnt werden (99 vH bzw. 95 vH). Dagegen kann die Gegenteil-

(1) Vgl. die Begründung bei Barro [1981, S. 64 ff.].

(2) Für diese Zeit soll die Industrieproduktion durch die Geldmenge M_1 erklärt werden (Monatsdaten).

(3) Für diese Zeit soll das reale Bruttosozialprodukt durch die Geldmenge M_1 und M_2 erklärt werden (Quartalsdaten).

(4) Vgl. die vorangegangene formale Ableitung.

(5) Wird der Wechsel im Verlauf der Periode nicht berücksichtigt, weisen die Erwartungsfehler (= Residuen der Gleichung) eine Systematik auf, was mit der Hypothese rationaler Erwartungen nicht vereinbar ist. Beispielsweise können die Residuen in der ersten Teilperiode in der Summe positiv, in der zweiten Teilperiode negativ sein.

se der rationalen Erwartungen (Konstanz der Parameter in Gleichung [38]) nach den üblichen Signifikanzkriterien nicht verworfen werden. Dieses Ergebnis stützt die These, daß eine Politik, die die Geldmenge mit konstanter Rate steigen läßt, einer aktivistischen Geldpolitik nicht unterlegen ist, wenn es darum geht, Schwankungen des Realeinkommens zu minimieren.

Gegen die Vorgehensweise von Neftçi und Sargent ließe sich vorbringen, daß die geschätzte Reaktionsfunktion [36] Ad-hoc-Charakter hat, insbesondere was die Zahl der berücksichtigten Lags angeht. Auch das Auffinden des Strukturbruchs bei dieser Gleichung scheint mehr zufällig zu sein [McCallum, 1979, S. 291]. Diesen Einwänden würden die Autoren wahrscheinlich auch nicht widersprechen (1). Ihre Vorgehensweise stellt nur einen ersten Versuch dar, die theoretische Kontroverse empirisch zu klären.

4. Das Konjunkturmodell von Brunner, Cukierman und Meltzer

Ziel des Modells von Brunner, Cukierman und Meltzer ist es, die Effekte geldpolitischer Maßnahmen auf mehrere wichtige Variable abzuleiten und so einen Verlauf ähnlich dem beobachteten Konjunkturzyklus zu generieren (2). Typische Resultate sind die positive Autokorrelation realer Variablen wie Produktion und Beschäftigung sowie der prozyklische Verlauf der Reallöhne. Ebenso wie bei den oben beschriebenen Modellen handelt es sich um einen Gleichgewichtsansatz, und es werden gleichfalls rationale Erwartungen unterstellt. Auch gelten neoklassische Eigenschaften wie die langfristige Neutralität des Geldes. Unterschiede bestehen vor allem in den Annahmen über den Informationsstand und das Entscheidungskalkül der Wirtschaftssubjekte: Nicht die mangelnde Kenntnis der laufenden Änderungen des Preisniveaus und der relativen Preise (relative-aggregate confusion) ist das auslösende Moment für kurzfristige reale Effekte, sondern das Dilemma, zwischen anhaltenden und nur vorübergehenden Änderungen wichtiger exogener Größen unterscheiden zu müssen (permanent-transitory confusion). Charakteristisch für das Modell ist, daß Schocks ungeplante Änderungen im Lagerbestand hervorrufen, die in der Folge allmählich korrigiert werden und so einen Konjunkturzyklus auslösen: "... business cycles or, as they are sometimes called, inventory cycles" [Brunner et al., 1980a, S. 42] (3).

-
- (1) Der Titel des Aufsatzes drückt bewußt einen bescheidenen Anspruch aus: "a little bit of evidence ...".
 - (2) Vgl. Brunner et al. [1979; 1980a; 1980b; 1983] sowie Cukierman [1981]. In Cukierman [1982] wird mit diesem Ansatz die Effizienz des Preismechanismus untersucht.
 - (3) Die quantitative Bedeutung der Lagerzyklen wird bei Blinder, Fischer [1981] betont. Sie betrachten die Konjunkturzyklen in den Vereinigten Staaten und kommen zu dem Urteil: "... the movement in inventory investment totally dominated the movement in real GNP" [ibid., S. 278].

Grundannahmen des Ansatzes

Es werden drei Märkte ausführlich betrachtet: Güter-, Arbeits- und Geldmarkt. Da stets Gleichgewicht unterstellt wird, kann auf die Analyse des vierten Marktes verzichtet werden, in diesem Falle ist es der Kapitalmarkt.

Für den Gütermarkt gelten folgende Annahmen: Die Unternehmen produzieren entlang einer - für alle identischen - Produktionskurve, in welcher der Faktor Arbeit als einziger Produktionsfaktor L berücksichtigt wird (1):

$$[39] \quad Y_t = L_t \cdot e^u_t$$

u_t ist eine stochastische Größe für die Produktivitätsvariable. Die Güternachfrage ist ebenfalls stochastisch, und zwar sowohl hinsichtlich des Gesamttaggregats als auch der Aufteilung auf verschiedene Märkte:

$$[40] \quad D_t = [\alpha Y_t^D + \beta(r_t - \Pi'_{t+1})] e^{\epsilon}_t \quad \text{mit } 1 > \alpha > 0, \beta < 0$$

Die Nachfrage ist also abhängig vom permanenten Einkommen Y_t^D , vom Realzins (Nominalzins r_t abzüglich der erwarteten Inflationsrate Π'_{t+1}) sowie von einem Nachfrageschock ϵ_t (z.B. unvorhergesehene Änderungen der Staatsausgaben). Im Durchschnitt ist die Nachfrage für alle Unternehmen gleich; da es jedoch unvorhersehbare Abweichungen geben kann, maximieren die Unternehmen ex ante ihren Gewinn nur dann, wenn sie Vorräte halten. Denn sie müssen gegebenenfalls eine Nachfrage befriedigen, die über die geplante Produktion hinausgeht (2).

Für den Arbeitsmarkt ist unterstellt, daß sich die Nachfrage nach Arbeitskräften proportional zur geplanten Produktion verhält; diese wiederum wird von einem Rückgang des Realzinses positiv beeinflusst. Das Arbeitsangebot ist eine positive Funktion der Differenz zwischen dem tatsächlichen und dem für permanent gehaltenen Reallohn. Dies entspricht der Hypothese der intertemporalen Substitution der Arbeit: Ist der aktuelle Reallohn niedriger als der permanente Reallohn, ist es für einige Arbeitnehmer lohnend, keine Beschäftigung zu akzeptieren (3). Sind beide Größen identisch, ist die Arbeitslosenquote definitionsgemäß Null.

Nachfrage und Angebot auf dem Geldmarkt werden wie folgt bestimmt: Die Nachfrage nach realer Kasse ist positiv abhängig vom permanenten

(1) Die Beschreibung gilt also für eine Volkswirtschaft mit konstantem Kapitalstock.

(2) "Inventories are held, therefore, to increase expected sales and profits" [Brunner et al., 1983, S. 298].

(3) In den neuen klassischen Modellen wird grundsätzlich unterstellt, daß Arbeitnehmer zwischen Arbeit und Freizeit wählen. Diese Annahme impliziert nicht notwendigerweise, daß nur freiwillige Arbeitslosigkeit existiert. Vgl. die Diskussion im Kapitel II, S. 4 ff.

Einkommen sowie von der Differenz zwischen tatsächlichem und permanentem Einkommen, negativ abhängig vom Nominalzins. Das Geldangebot M ist gegeben durch

$$[41] \quad M_t = M_{t-1} (1+m_t)$$

wobei m_t die Zuwachsrate der Geldmenge ist, die einem Zufallsprozeß folgt.

Die Entscheidungen über Produktion, Beschäftigung, Lagerbestand, Löhne und Preise für die abzusetzenden Güter in Periode t werden am Anfang dieser Periode (oder, was dasselbe ist, am Ende der Periode $t-1$) getroffen (1). Diese Festlegung erfolgt in Kenntnis aller vergangenen Werte der gesamtwirtschaftlichen Variablen. Auf der Grundlage dieser Information und der allgemein bekannten deterministischen und stochastischen Struktur (= Hypothese rationaler Erwartungen) werden Erwartungen über den Realzins (2), das Produktivitätsniveau und den Absatz in der Periode t gebildet. Im Verlauf der Periode t kann es jedoch dazu kommen, daß die tatsächlichen Werte von den erwarteten abweichen. Dies führt - da die Produktion nicht sofort angepaßt werden kann - zu unerwünschten Änderungen des Lagerbestandes und löst den Anpassungsprozeß aus, der im folgenden näher beschrieben wird.

G e l d p o l i t i s c h i n d u z i e r t e r Z y k l u s

Die Wirkungen geldpolitischer Schocks sollen isoliert betrachtet werden (3). Ausgangspunkt ist das permanente Gleichgewicht, bei dem alle Erwartungen erfüllt sind: Die Lagerbestände befinden sich auf dem gewünschten Niveau, Absatz und Produktion stimmen überein, Reallohn, Beschäftigung und Realzins sind konstant bzw. haben ihr permanentes Niveau erreicht, die Inflationsrate entspricht der (permanenten) Zuwachsrate der Geldmenge.

-
- (1) Da die Reallöhne im voraus festgelegt sind (die Kontraktlänge beträgt eine Periode), unterscheidet sich dieses Modell von anderen Gleichgewichts- oder Ungleichgewichtsansätzen, bei denen die Nominallöhne fixiert werden.
 - (2) Im Gegensatz zu den Preisen auf dem Güter- bzw. Arbeitsmarkt reagieren die Preise auf dem Geldmarkt schon während einer Periode. "Recontracting in real markets within the period is prohibitively costly because of the complex nature of production and distribution activities. By contrast, the relative ease with which financial obligations are exchanged makes it possible for financial markets to clear more frequently" [Brunner et al., 1983, S. 288].
 - (3) Dies ist eine künstliche Vereinfachung des Modells insbesondere hinsichtlich des Zinsmechanismus. Der Realzins kann sich in diesem Falle nur aufgrund unerwarteter geldpolitischer Impulse ändern. Im Modell selbst spielt aber eine wichtige Rolle, daß die Ursachen der Zinsänderung in der laufenden Periode nicht erkannt werden können, da drei verschiedene Schockarten berücksichtigt werden [vgl. Cukierman, 1981, S. 96 f.].

Eine Störung dieses Zustandes werde nun dadurch ausgelöst, daß die Geldmengenwachstumsrate unerwartet steigt. Die Folge ist, daß der Realzins (ebenso der Nominalzins) sinkt, die Gesamtnachfrage zunimmt und die Lagerbestände reduziert werden. Am Beginn der nächsten Periode müssen die Unternehmen erneut ihre Pläne aufstellen. Ihr Ziel ist es, die Lager wieder auf das gewünschte permanente Niveau zu bringen. Ihre Entscheidung darüber, ob und inwieweit sie Produktion, Beschäftigung, Reallöhne und Preise ändern, hängt allein davon ab, wie sie den geldpolitischen Schock einschätzen bzw. welche Erwartung sie daraus für die Geldpolitik in der Zukunft ableiten.

Um das Entscheidungsproblem genauer zu beschreiben, müssen weitere Details des Modells genannt werden. Für den geldpolitischen Schock m_t gilt allgemein:

$$[42] \quad m_t = m_t^P + m_t^Q$$

Das bedeutet, der Schock hat eine permanente und eine transitorische Komponente. Diese besitzen folgende Verteilungseigenschaften:

$$[43] \quad (m_t^P - m_{t-1}^P) \sim (0, \sigma_{mp}^2); \quad m_t^Q \sim (0, \sigma_{mq}^2)$$

Danach ist die erwartete Änderung der permanenten Komponente sowie der Erwartungswert der transitorischen Komponente gleich Null, σ_{mp}^2 und σ_{mq}^2 sind die entsprechenden Varianzen. Die beiden Komponenten können niemals getrennt beobachtet werden, es sind lediglich alle vergangenen Werte von m bekannt. Der optimale Schätzer für die permanente Komponente lautet, wenn Beobachtungen bis zur Periode $(t-1)$ berücksichtigt werden (1):

$$[44] \quad E m_{t-1}^P = \lambda \sum_{i=0}^{\infty} (1-\lambda)^i m_{t-1-i}$$

wobei $\lambda = \sqrt{a + \frac{a^2}{4}} - \frac{a}{2}$; $a = \sigma^2_{mp} / \sigma^2_{mq}$

Die Größen λ und a (= Varianzverhältnis) sind positiv korreliert. Je höher also die Varianz der permanenten Komponente im Vergleich zur transitorischen ist, desto größer ist das Gewicht der aktuellen Beobachtungen für die Schätzung der permanenten Komponente. Je stärker also die Geldmengenexpansionsrate in der Vergangenheit variiert hat, desto grö-

(1) Die Formel, die einem "distributed lag" (Koyck-lag) entspricht, ist scheinbar adaptiv, da nur vorangegangene Werte berücksichtigt werden. Dennoch ist dies der beste Schätzer (mit der geringsten Varianz). Vgl. dazu Muth [1960]. "If the fundamental inference problem in a world of uncertainty is the problem of judging the persistence of shocks, distributed lags are not just an acceptable procedure, they are an optimal means of forecasting... it is optimal to use all past information when the inference problem involves the separation of permanent from transitory changes" [Brunner et al., 1980b, S. 491].

ber wird die Korrektur bei der erwarteten permanenten Komponente aufgrund der jüngsten Änderung der Geldmenge sein.

Diese Definition der Konfusion unterscheidet das Modell von Brunner, Cukierman und Meltzer fundamental von denen mit der "relative-aggregate confusion": "Individuals in the economy we model never observe the permanent component of a shock separately and are not sure, even after the fact, how much of an observed change is permanent" [Cukierman, 1981, S. 97] (1).

Das Entscheidungsproblem der Wirtschaftssubjekte läßt sich an einem Beispiel verdeutlichen. In der Periode (t-1) sei die erwartete Geldmengenerweiterungsrate von 5 vH eingetreten, alle Variablen befinden sich auf ihrem permanenten Pfad. Damit beträgt auch die Inflationsrate 5 vH, die Produktion entspricht den Umsätzen, der Lagerbestand ist auf dem gewünschten Niveau. Für die Periode t werden nun diese Erwartungen fortgeschrieben, denn es gibt keinen Grund, sie zu ändern. In dieser Periode nimmt die Geldmenge nun aber um 10 vH - statt, wie erwartet, um 5 vH - zu. Folglich kommt es in dieser Periode zu einem Rückgang des Zinsniveaus (nominal und real), der Absatz geht über das erwartete Niveau hinaus, der Lagerbestand verringert sich unplanmäßig. Dieses Ereignis erfordert eine Änderung der Pläne für die folgende Periode (t+1). Die Art der Revision ist abhängig davon, ob und inwieweit durch den Schock die Erwartung über die permanente Komponente berührt wird. Es lassen sich zwei extreme Varianten vorstellen: Die Produzenten könnten erstens annehmen, es handle sich ausschließlich um ein transitorisches Phänomen, die Geldmenge werde in Zukunft wieder mit 5 vH expandieren (2). In diesem Fall könnten sie den Lagerbestand innerhalb einer Periode wieder auf das gewünschte Niveau bringen, indem sie die Produktion einmalig über die zu erwartende Nachfrage hinaus anheben (3). Anders würden sie jedoch im zweiten Extremfall handeln, bei dem die Änderung der Geldpolitik mit Sicherheit für permanent gehalten wird. Dann würde die Lageranpassung nur dadurch vollzogen, daß die Verkaufspreise in der folgenden Periode deutlich angehoben werden, während gleichzeitig die Produktion unverändert bliebe (4). Die beschriebenen hypothetischen Reaktionen wären in beiden Fällen optimal in dem Sinne, als die Produzenten so ihren Gewinn maximieren würden. Da aber anders als bei den beispielhaften Situationen keine Sicherheit über die Permanenz besteht, ist das Risiko eines Verlustes bei so extremen Reaktionen erheblich. So würde ein Produzent, der auf die Änderung der Geldmengenerweiterungsrate nur mit den Preisen reagiert, dann erhebliche

-
- (1) Daraus folgt auch, daß die Formel [44] nicht schätzbar ist, da die einzelnen Komponenten der Geldmengenänderung, m^p und m^q , auch ex post nicht eindeutig bestimmt werden können.
 - (2) Das Beispiel ist hier bewußt einfach gewählt, die tatsächliche Entscheidungsfindung ist möglicherweise viel komplizierter. Nicht behandelt wird also die Möglichkeit, daß die Erwartungen für die Expansionsrate der Geldmenge unter 5 bzw. über 10 vH liegen.
 - (3) Die nominale Nachfrage ließe sich in Kenntnis der zukünftigen Geldmengenerweiterung bestimmen.
 - (4) In diesem Beispiel müßten die Preise für eine Periode um mehr als 10 vH angehoben werden, damit danach die Realkasse wieder das permanente Niveau erreicht.

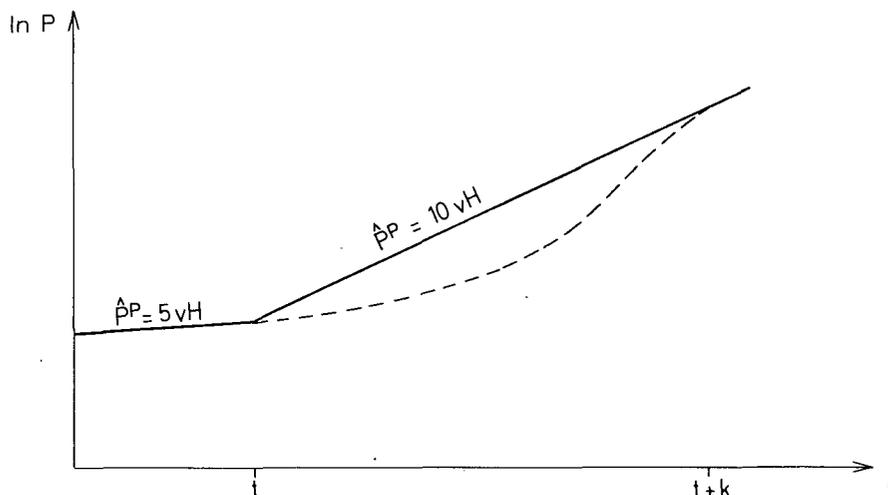
Absatzeinbußen erleiden, wenn sich die Änderung entgegen seiner Erwartung allein als transitorisch erweist. Wegen des Risikos der Fehlreaktion werden die Unternehmen einen Mittelweg wählen. Die Revision der permanenten Komponente für die Geldmengenexpansion erfolgt unter den gegebenen Bedingungen optimal nach Gleichung [44], die Anpassung der Lagerbestände erstreckt sich über mehrere Perioden (1).

Ein typischer Konjunkturzyklus läßt sich in Fortsetzung des oben genannten Beispiels beschreiben. Ausgehend von der Situation, in der alle Variablen ihren permanenten Werten entsprechen, komme es zu einer unerwartet kräftigen Geldmengenexpansion. Es erfolgt eine langsame Anpassung der erwarteten permanenten Komponente mit einer entsprechend nur geringen Erhöhung der Preise sowie mit einer zusätzlichen Ausdehnung der Produktion mit dem Ziel, die Reduktion des Lagerbestandes teilweise wettzumachen. In der folgenden Periode bleibe die Geldpolitik jedoch erneut expansiver als erwartet. Dieser Schock verringert die Lagerbestände trotz der zusätzlichen Produktion nochmals. Als Folge wird die Produktion weiter erhöht, die Preise werden in dem Maße angehoben, wie die permanente Komponente für die Geldmenge nochmals nach oben revidiert wird. Dieser Prozeß dauert so lange, bis die erwartete permanente Geldmengenexpansion der tatsächlichen entspricht. Im Verlauf des Anpassungsprozesses kommt es zu anhaltenden Abweichungen aller tatsächlichen Variablen von ihren permanenten Werten: Produktion, Beschäftigung und Reallöhne bleiben über, Zinsen (nominal und real), Preisniveau und Lagerbestände unter den permanenten Werten. Diese Abweichungen sind um so größer und dauern um so länger, je langsamer die Anpassung der erwarteten permanenten Komponente an die tatsächliche (aber unbekannte) erfolgt, das heißt, je kleiner die Varianz der permanenten Komponente im Vergleich zur transitorischen ist (Koeffizient a in Gleichung [44]). Das bedeutet auch, daß mit steigendem Verhältnis dieser beiden Varianzen der Trade-off zwischen Realeinkommen und Inflation abnimmt (2), bei extrem hoher Varianz der permanenten Komponente wird die Geldpolitik auch auf kurze Sicht neutral (3). Dieses Resultat deckt sich mit den Aussagen der anderen Ansätze mit rationalen Erwartungen.

Beispielhaft sei die Reaktion der Inflationsrate auf den monetären Schock beschrieben. Im Ausgangspunkt (Periode $t-1$) nehme die erwartete permanente Komponente der Geldmenge und damit auch das Preisniveau um 5 vH zu, gleichzeitig sei angenommen, daß die tatsächliche Zuwachsrate

-
- (1) Ein Grund ist auch: "... each firm recognizes that the cost of rebuilding inventories rises with the real wage" [Brunner et al., 1983, S. 315].
 - (2) Analog dazu formulieren Brunner et al. eine testbare Hypothese: "Countries with a quick adjustment of interest rates to changes in monetary expansion should also be countries with relatively negligible effects of money on output. Conversely countries in which the liquidity effect of a monetary acceleration on interest rates lasts for a long while should also have a relatively prolonged effect of money on output" [Brunner et al., 1979, S. 25 f.]
 - (3) "Our analysis implies... that the dynamic Phillips curve is steeper in periods of high inflation and flatter in periods of low inflation" [Brunner et al., 1983, S. 309].

Schaubild 2 - Entwicklung des Preisniveaus nach einem geldpolitischen Schock



der Geldmenge in dieser Zeit ebenfalls 5 vH beträgt. Für die Periode t werden diese Größen fortgeschrieben. Es tritt aber ein Schock ein: Die Geldmenge steige von nun an um 10 vH. Da bei den Wirtschaftssubjekten bezüglich der Permanenz des Wechsels Unklarheit besteht, beträgt die Inflationsrate zunächst weniger als 10 vH (Schaubild 2), sie bleibt also unter der neuen permanenten Rate (1). Die Fläche unter der Linie des optimalen Pfades ist um so kleiner und die Dauer des Anpassungsprozesses (2) ist um so kürzer, je größer das Verhältnis $\frac{\sigma_{mp}^2}{\sigma_{mq}^2}$ ist (ana-

mp mq
log verringert sich die Wirkungsverzögerung zwischen dem Wechsel in der Geldpolitik und der Änderung der Inflationsrate). Im späteren Verlauf der Anpassung nimmt der Abstand zwischen dem Pfad des permanenten Preisniveaus und dem des tatsächlichen ab. In dieser Zeit ist die Inflationsrate höher als die permanente Rate, so daß in der Periode $(t+k)$ die Realkasse wieder das permanente Niveau erreicht (3). In dieser späteren Phase des Anpassungsprozesses an die expansive Geldpolitik steigt auch der Realzins, die Lagerbestände nehmen zu; Produktion, Beschäftigung und Reallöhne bilden sich zurück und erreichen wieder ihren permanenten Wert. Somit generiert dieses Modell auch bei einem einmaligen Anstieg der permanenten Geldmengenexpansionsrate einen vollständigen

- (1) Der neue permanente Pfad ist den Wirtschaftssubjekten natürlich nicht bekannt. Dieses Hilfsmittel wird hier nur der Anschaulichkeit halber benutzt, um den Modellmechanismus zu beschreiben.
- (2) Der Prozeß dauert in diesem Beispiel k Perioden. Auch alle anderen Variablen des Modells erreichen - sofern keine neuen Schocks hinzukommen - in der Periode $t+k$ ihre permanenten Werte.
- (3) Brunner, Cukierman und Meltzer abstrahieren in ihrem Modell von Effekten einer sich ändernden Inflationsrate auf die reale Kassenhaltung.

Konjunkturzyklus (1). In der Realität wird der Abschwung meist dadurch verstärkt (d.h., das Realeinkommen unterschreitet für einige Zeit das permanente Niveau), daß die Geldmengenexpansion aktiv zurückgenommen wird, um die Inflation zu bekämpfen.

In den zuvor beschriebenen Modellen der "relative-aggregate confusion" war stets angenommen worden, daß die Erwartungsfehler nicht autokorreliert sind. Im Ansatz von Brunner, Cukierman und Meltzer ist es jedoch z.B. möglich, daß die Rate der Geldmengenexpansion über längere Zeit unterschätzt wird. Genau dies führt zu anhaltenden Effekten (positive Autokorrelation) bei den beschriebenen Variablen. Daß die Erwartungsfehler hier autokorreliert sind, widerspricht aber nicht der Hypothese rationaler Erwartungen, denn die Autokorrelation läßt sich nur ex post feststellen, nicht aber ex ante: "Forecast errors are serially correlated in the sense that, looking back on the past, economists or historians can find evidence of serial correlation. At the time, no one is aware of serial correlation" [Brunner et al., 1983, S. 310]. Diese Prognosefehler sind daher nicht - etwa durch eine aktive Geldpolitik - ausbeutbar.

Wenn in diesem Modell die Reaktion der Preisvariablen langsam erfolgt, unterscheidet sich die Erklärung für die langsame Anpassung aber von den üblicherweise in keynesianischen Modellen angenommenen "sticky wages" und "sticky prices". Während im keynesianischen Paradigma daraus auf eine Ineffizienz der Märkte geschlossen wird, steht die nur langsame Reaktion bei Brunner, Cukierman und Meltzer im Einklang mit der Gleichgewichtstheorie und der Hypothese rationaler Erwartungen (2). Die Trägheit stellt hier die optimale Anpassung unter Unsicherheit dar, sie rechtfertigt daher nicht die Schlußfolgerung, daß der Staat korrigierend eingreifen müsse.

E m p i r i s c h e E v i d e n z

Das Modell ist in seiner Gesamtheit nicht empirisch getestet worden. Wohl aber werden seine Ergebnisse von den Autoren herangezogen, um entweder "casual observations" oder unabhängig von diesem Ansatz erstellte empirische Analysen zu kommentieren, insbesondere solche, die oft im Widerspruch gesehen wurden zum Typ von Gleichgewichtsmodellen mit rationalen Erwartungen.

-
- (1) Dieser Anpassungsprozeß ergibt eine halbe Schleife für die Phillips-Kurve (Phillips-loop): Vom Ausgangspunkt mit 5 vH Inflationsrate und der Arbeitslosenquote von 0 vH nimmt die Arbeitslosigkeit zunächst ab (bei langsam steigender Inflation) und nähert sich später wieder dem Ausgangsniveau, während sich die Inflationsrate permanent auf 10 vH erhöht. Ein Wechsel der Geldpolitik in restriktive Richtung generiert die andere Hälfte der Schleife. Dieses Phänomen der "loops" ist für viele wichtige Industrieländer zu beobachten. Vgl. z.B. Gebert, Scheide [1980, S. 61 f.].
 - (2) "... we have shown that when individuals confuse between permanent and transitory shocks, prices will be sticky even when a. expectation's formation is rational, b. given the available information, there are no impediments to market clearing" [Brunner et al., 1979, S. 40].

Das Modell von Brunner, Cukierman und Meltzer stellt einen Fortschritt gegenüber solchen Ansätzen dar, in denen die Wirkungen von Schocks mit der "relative-aggregate confusion" erklärt werden. Es gelingt nicht nur eine Synthese von allen wichtigen Hypothesen der neuen klassischen Makromodelle (Optimierungsverhalten, geräumte Märkte, rationale Erwartungen) mit den theoretischen Vorstellungen über Wirkungsabläufe (intertemporale Substitution der Arbeit, Realzins als wichtigstes Glied im Transmissionsprozeß); sondern es gelingt vor allem eine plausible Erklärung der über einige Perioden anhaltenden Wirkungen von Schocks.

Dabei ist die Erklärung nicht allein beschränkt auf geldpolitisch induzierte Konjunkturzyklen. In Brunner et al. [1980b] wird das Phänomen der Stagflation im Rahmen dieses Modells analysiert. Ein Schock wie die Ölpreiserhöhung 1973/74 kann dazu führen, daß sich das Wachstum des gesamtwirtschaftlichen Produktionspotentials und auch der gesamtwirtschaftlichen Produktivität verlangsamt. Wird diese Abnahme des verteilbaren Produktivitätsfortschritts nicht umgesetzt in niedrigere Reallöhne (oder einen geringeren Anstieg), kommt es zu langanhaltender Arbeitslosigkeit. In der Interpretation durch Brunner, Cukierman und Meltzer heißt es, daß die Permanenz dieser Änderung - und folglich auch die Minderung des langfristig erreichbaren Reallohns - zunächst möglicherweise unterschätzt wird. Gemäß der Theorie der intertemporalen Substitution veranlaßt dies die Arbeitnehmer, vorübergehend keine Beschäftigung zu akzeptieren (1). Erst wenn diese mehr und mehr an eine permanente Verschlechterung der Terms of Trade des Faktors Arbeit glauben, akzeptieren sie einen niedrigeren Reallohn, und die Beschäftigung erreicht wieder das permanente Niveau (2).

Die Modellanalyse ist kompatibel mit der Beobachtung, daß nach einem geldpolitischen Impuls zunächst die Produktion, das Preisniveau aber erst mit einer größeren Verzögerung reagiert (3). Der Grund dafür ist, daß die Revision der erwarteten permanenten Geldmengenexpansionsrate erst relativ spät - das heißt möglicherweise erst bei wiederholter Unterschätzung der Geldmenge - erfolgt.

Die Modellergebnisse sind auch vereinbar mit der empirischen Evidenz des prozyklischen Verhaltens der Reallöhne [Hall, 1980]. Dieses Phänomen folgt, wie das Modell zeigt, aus der Theorie der intertemporalen Substitution der Arbeit. Die Erklärung im Rahmen des Modells beruht darauf, daß ein positiver monetärer Schock zu einem Anstieg der geplanten Produktion und damit der Arbeitskräftenachfrage führt. Die Realisa-

-
- (1) Die Theorie bildet die Realität so ab, als ob die Arbeitnehmer zwischen Freizeit und Arbeit wählen. Das Arbeitsangebot nimmt ab, wenn die Differenz zwischen permanentem und aktuellem Reallohn zunimmt.
 - (2) Die Argumentation ist natürlich nur partiell. "The sequence of events following a permanent productivity shock resembles the response to the 1973-74 oil shocks and the resulting stagflation. The actual sequence was of course a mixture of the shock and the responses to fiscal and monetary policies" [Brunner et al., 1980b, S. 489].
 - (3) Zur Beschreibung bzw. Erklärung dieses Phänomens vgl. z.B. Friedman [1968].

tionen der Kombinationen Beschäftigung/Reallohn ergeben sich entlang der Arbeitsangebotskurve als Folge der Verschiebung der Arbeitsnachfragekurve. Zu dem realisierbaren höheren Reallohn wird mehr Arbeit angeboten, da der Reallohn (vorübergehend) über das permanente Niveau hinausgeht. Diese Argumentation unterscheidet sich von der in Ungleichgewichtsmodellen, die eine Bewegung entlang der Arbeitsnachfragekurve implizieren. Dort führt ein monetärer Schock zu einer Erhöhung des Preisniveaus und damit zu einer Minderung des Reallohns. Zu dem niedrigeren Reallohn sind die Unternehmer bereit, die Beschäftigung auszudehnen. Diese Hypothese impliziert jedoch, daß sich die Reallöhne antizyklisch verhalten [Barro, 1979, S. 59].

In seiner Untersuchung über den Steuerungsmechanismus der relativen Preise findet Cukierman [1982, S. 131] eine theoretische Erklärung für mehrere in der Literatur genannte Phänomene. Danach besteht ein empirisch gesicherter - positiver Zusammenhang zwischen

- der Variabilität der relativen Preise und der Höhe der Inflationsrate (Ergebnis einer Querschnittsanalyse für mehrere Länder);
- der Variabilität der relativen Preise und der Variabilität der Inflationsrate (Ergebnis für die Vereinigten Staaten);
- der Variabilität der relativen Preise und der unerwarteten Inflationsrate sowie zwischen
- dem Niveau und der Varianz der Inflationsrate (sowohl im Zeitablauf als auch im Länderquerschnitt).

Diese Ergebnisse lassen sich nur zum Teil im Rahmen der Modelle der "relative-aggregate confusion" erklären (vgl. S. 37 ff.). Der Ansatz bei Cukierman [1982, S. 132] geht von denselben Annahmen aus wie das Modell von Brunner, Cukierman und Meltzer, konzentriert sich aber auf die mikroökonomische Ebene: "Any producer who plans his production in advance must make up his mind about how much of today's relative price is permanent and how much will have vanished away when he brings his product to the market. Hence his current decisions depend on his perception concerning the permanence of the current situation."

Aus dem Modellergebnis, daß jede Art von Schocks (ob transitorisch oder permanent, real oder monetär) die Lenkungsfunktion der relativen Preise beeinträchtigt, werden die gleichen Implikationen für die Wirtschaftspolitik abgeleitet wie aus den anderen makroökonomischen Gleichgewichtsmodellen: Durch eine stetige, regelgebundene Politik sollen die gesamtwirtschaftlichen Kosten, die durch Konjunkturzyklen entstehen, minimiert werden.

IV. Kausalitätstests für Geldmenge, Einkommen und Preisniveau in der Bundesrepublik Deutschland

In diesem Kapitel soll analysiert werden, ob und wie die Geldpolitik das Nominal- und Realeinkommen sowie das Preisniveau beeinflusst. Diese Tests sollen die im nächsten Kapitel folgende Untersuchung verschiedener Hypothesen aus der Theorie rationaler Erwartungen vorbereiten. So wird geprüft, ob die hier betrachteten Einkommens- und Preisvariablen einen Einfluß auf die Geldmenge ausüben und sich mithin eine Reaktionsfunktion der Notenbank beschreiben läßt. Diese wäre dann Basis für die Größe "erwartete Geldmenge", die für die Tests auf Rationalität der Erwartungen zentral ist. Auch wird eine These der rationalen Erwartungen untersucht, die besagt, daß der Zusammenhang zwischen der Geldmenge und dem nominalen Einkommen enger sei als zwischen der Geldmenge und dem Realeinkommen.

Als Methode wird ein Verfahren verwendet, mit dem Kausalitätsbeziehungen zwischen Variablen aufgedeckt werden sollen (Granger-causality). Diese aus der neueren Zeitreihenanalyse entstandenen Tests haben z.B. gegenüber herkömmlichen Regressionsanalysen den Vorteil, daß Wechselbeziehungen aufgedeckt werden können und so eine Einteilung in exogene und endogene Variable nicht a priori erfolgt. Mit dem hier angewendeten, speziellen Verfahren der Tests auf Granger-Kausalität ist es darüber hinaus möglich, durch einen systematischen Suchprozeß die optimalen Lag-Strukturen zu finden.

Generell eignen sich Kausalitätstests insbesondere für die Prüfung alternativer Theorien (1). Dies wird vor allem im nächsten Kapitel relevant, wenn die Hypothese rationaler Erwartungen anderen Thesen gegenübergestellt wird.

Im ersten Abschnitt dieses Kapitels werden das Prinzip und die Methodik der Kausalitätstests erläutert. Die in dieser Arbeit verwendete Methode unterscheidet sich von dem sonst üblichen Vorgehen insbesondere darin, daß die Zahl der A-priori-Restriktionen beim Aufbau des Erklärungsmodells gering gehalten wird. Die möglichen Vorteile sollen beschrieben und bei den folgenden Tests genauer demonstriert werden.

Bei der empirischen Analyse der Kausalzusammenhänge im zweiten Abschnitt werden verschiedene Geldmengenaggregate (monetäre Basis, Geldmenge M1 und M2), mehrere Einkommensvariable (Bruttosozialprodukt und Inlandsnachfrage, jeweils nominal und real) sowie der Preisindex für die Lebenshaltung verwendet. Dabei ist es auch das Ziel herauszufinden, welches Geldmengenaggregat den besten Erklärungswert liefert, so daß für die im nächsten Kapitel durchzuführenden Tests eine möglichst sinnvolle Auswahl getroffen werden kann.

(1) Vgl. Granger [1980, S. 343 f.]. Auch Sargent [1976a] verwendet in seinem klassischen Modell Kausalitätstests (vgl. S. 46 ff.).

1. Das Konzept der Granger-Kausalität

Der Begriff der Kausalität wird in der Literatur unterschiedlich definiert (1); letztlich geht es immer um die Frage nach der Prognostizierbarkeit von Ereignissen. Für Fragestellungen in den Sozialwissenschaften gibt es eine Reihe von operationalen Definitionen, die eng verbunden sind mit ihren Autoren, so z.B. Granger, Sims sowie Pierce und Haugh. Eben weil der Kausalitätsbegriff mit so verschiedenen Ansprüchen befrachtet ist, plädiert Granger [1980] dafür, bei der Verwendung seiner Definition nur von "Granger-Kausalität" zu sprechen.

Kausalitätsbeziehungen aufzudecken ist letztlich immer das Ziel von empirischen Arbeiten. Jedoch sind in der Literatur häufig Fehlinterpretationen anzutreffen. So wird das Vorliegen von Kausalität oft in herkömmlichen Regressionsanalysen behauptet, und zwar dann, wenn eine exogene Variable einen signifikanten Einfluß - gemessen z.B. anhand eines t-Tests - auf die endogene Variable ausübt. Granger und Newbold [1974] führen den Nachweis, daß eine solche Aussage häufig nicht zutrifft. Sie finden zahlreiche Beispiele, bei denen die Wahrscheinlichkeit der Scheinkorrelation sehr hoch ist. Die Gefahr einer "spurious regression" ist besonders dann offensichtlich, wenn in einer Schätzgleichung das Bestimmtheitsmaß numerisch größer ist als der Wert der Durbin-Watson Statistik, wie sie am Beispiel einiger Gleichungen des St. Louis-Modells demonstrieren. Sind nämlich die Residuen autokorreliert, sind die Signifikanztests nicht mehr angemessen. Selbst für zwei unabhängig voneinander erzeugte Zeitreihen weisen sie in einem Experiment nach, daß Bestimmtheitsmaß und t-Tests noch auf eine hohe Korrelation hindeuten.

Nicht zuletzt diese Überlegungen haben dazu geführt, den Eigenschaften der Residuen mehr Aufmerksamkeit zu schenken. Dies geschieht besonders im Rahmen der "modernen" Zeitreihenanalyse, wie sie vor allem von Box und Jenkins [1970] entwickelt wurde. Auch die verschiedenen Kausalitätstests (2) greifen im wesentlichen auf diese Methode zurück.

Die Gleichungssysteme, die im Rahmen der Kausalitätstests geprüft werden, ersetzen nicht ein ökonometrisches Modell, das zur Erklärung oder Prognose verwendet wird. Sie können jedoch eine wohlbegründete - weil überprüfbar - Ausgangsbasis für ein Modell sein. Ihre Funktion kann zum einen darin gesehen werden, das aus der Theorie abgeleitete Vorurteil über die Richtung eines Kausalzusammenhangs zu verwerfen oder zu bestätigen. Daraus kann der Ökonom (3) schließen, auf welche Variablen er beispielsweise bei der Erstellung seines Prognosemodells verzichten sollte und für welche Variablen es sich lohnt, Informationen zu beschaffen. So gesehen sind Kausalitätstests ein Kriterium für die sinnvolle Auswahl von Daten. Zum anderen können diese Tests Anhaltspunkte für Wirkungsverzögerungen geben. Denn es gibt a priori, also aus der Theorie, kein Wissen darüber, wann der Einfluß einer Variablen auf eine

(1) Vgl. die Diskussion bei Granger [1980, S. 331 ff.].

(2) Mehrere Methoden zur Überprüfung von Kausalitätsbeziehungen werden ausführlich z.B. bei Kirchgässner [1981] diskutiert.

(3) Dies gilt für jeden, der sich in irgendeiner Form mit der Diagnose und Prognose von Variablen (Produktion, Preise, Absatz usw.) befaßt.

andere wirksam wird. Auch auf diese Weise - und das ist ein Vorteil des Verfahrens, das auf S. 69 ff. beschrieben und für die Tests hier verwendet wird - erhält der Prognostiker Auskunft darüber, wie weit die Daten noch sinnvollerweise zurückreichen sollten, die für die Analyse verwendet werden.

a. Definition der Granger-Kausalität

Die generelle Definition der Granger-Kausalität für die zwei Zufallsvariablen X und Y lautet wie folgt [Granger, 1980, S. 330]:

$$[45] \quad Y_t \text{ ist kausal zu } X_{t+1}, \text{ wenn} \\ P(X_{t+1} \in A/\Omega_t) \neq P(X_{t+1} \in A/\Omega_t - Y_t) \text{ für irgendein } A.$$

Im Zeitpunkt t sei das gesamte Wissen - einschließlich das über Y_t - in der Informationsmenge Ω_t zusammengefaßt. Wenn nun die Wahrscheinlichkeit, daß die Zufallsvariable X in der kommenden Periode ($t+1$) eine Realisation aus der Ereignismenge A annimmt, davon abhängt, ob die Information Y_t berücksichtigt wird oder nicht, so ist die Variable Y_t kausal zu X_{t+1} . Übertragen auf die bedingte Verteilungsfunktion F lautet die Definition:

$$[46] \quad Y_t \text{ ist kausal zu } X_{t+1}, \text{ wenn} \\ F(X_{t+1}/\Omega_t) \neq F(X_{t+1}/\Omega_t - Y_t)$$

Eine notwendige Voraussetzung dafür, daß diese Ungleichung gilt, ist, daß der Erwartungswert von X_{t+1} von der Berücksichtigung der Information Y_t abhängt:

$$[47] \quad E[X_{t+1}/\Omega_t] \neq E[X_{t+1}/\Omega_t - Y_t]$$

Diese Definitionen sind sehr genereller Art und nicht operational, da z.B. bedingte Verteilungsfunktionen empirisch nicht ermittelt werden können. Daher bezieht man sich auf die Prognosefähigkeit einer bestimmten Variablen. Ferner wird nicht das theoretisch allumfassende Wissen Ω , sondern eine begrenzte Informationsmenge I berücksichtigt. Definiert man nun mit $\sigma^2(X/I_t)$ die Varianz des Prognosefehlers für die Variable X , erhält man folgende Definition:

$$[48] \quad Y \text{ ist kausal zu } X, \text{ wenn} \\ \sigma^2(X/I_t) < \sigma^2(X/I_t - Y)$$

Das bedeutet, daß die Prognose der Variablen X durch Kenntnis der

Variablen Y verbessert wird. Diese Definition ist an die Arbeit von Wiener [1956] angelehnt; sie wurde später hauptsächlich von Granger benutzt, so daß in diesem Zusammenhang häufig der Begriff "Wiener-Granger-Kausalität" verwendet wird.

Diese Definition der Granger-Kausalität ist relativ leicht zu handhaben (1) und enthält wenige willkürliche Annahmen. Es ist aber wichtig, daß man den Anspruch dieses Konzepts kennt und sich möglicher Probleme bei der Interpretation bewußt ist. Ein Problem resultiert daraus, daß allein auf die Prognostizierbarkeit einer Variablen abgestellt wird und man sich so von dem allgemeinen Verständnis des Begriffes Kausalität entfernt. Es besteht die Gefahr, daß man fälschlicherweise den Schluß "post hoc ergo propter hoc" zieht. Daher ist die zu prüfende Hypothese stets sehr sorgfältig zu formulieren und das Ergebnis vorsichtig zu interpretieren. Des weiteren gelten die Resultate immer nur in Bezug auf die jeweils definierte Informationsmenge. Häufig enthält diese sehr wenige, im Extremfall nur zwei Variable. Es ist daher stets möglich, daß man auch mit dieser Methode nur Scheinkausalitäten aufdeckt, insbesondere dann, wenn eine wichtige Variable unberücksichtigt bleibt. Dieses Problem der "missing variable" wird u.a. bei Granger [1980] beschrieben: Die zwei Variablen X und Y sind "in Wahrheit" unabhängig voneinander und werden von einer dritten Variablen Z beeinflußt. Führt man jedoch Tests nur mit diesen beiden Variablen X und Y durch, kann man durchaus zu dem Schluß kommen, daß zwischen ihnen eine Kausalitätsbeziehung besteht. Daher ist es wichtig - und dies gilt letztlich generell für empirische Analysen -, von solchen Informationsmengen auszugehen, die aus einer geschlossenen ökonomischen Theorie abgeleitet sind.

Problematisch ist auch, daß mit dem Test auf Granger-Kausalität keine gleichzeitige Kausalität aufgedeckt werden kann. Denn bei einem von Null verschiedenen Korrelationskoeffizienten für den Zusammenhang in einer bestimmten Periode kann die Wirkungsrichtung nicht eindeutig angegeben werden. Somit ergeben sich nur vier mögliche Ergebnisse bei den Tests auf Granger-Kausalität zwischen den Variablen X und Y (jeweils ohne gleichzeitige Kausalität):

- (a) X und Y sind unabhängig voneinander
- (b) X ist kausal zu Y: $X \rightarrow Y$
- (c) Y ist kausal zu X: $Y \rightarrow X$
- (d) X und Y beeinflussen sich gegenseitig (feedback):

$$X \leftrightarrow Y.$$

Die Terminologie im Rahmen der Granger-Kausalität ist eine andere als die bei Sims [1972]. Dieser spricht von Kausalität nur dann, wenn nur eine einseitige Beziehung - also (b) oder (c) existiert, und präferiert für diese Fälle den Ausdruck Exogenität. Dahinter steckt auch eine unterschiedliche Philosophie über den Zusammenhang zwischen ökonomischen Variablen. So geht z.B. Granger davon aus, daß Zeitreihen sich durch univariate Prozesse beschreiben lassen, also in der Regel unabhängig voneinander sind; hingegen gibt es nach Sims eine Interdependenz fast

(1) Zu den verschiedenen Testverfahren vgl. S. 69 ff.

aller Zeitreihen (1), so daß es ihm darum geht, wirklich einseitige Beziehungen aufzuspüren. So ist im folgenden der Begriff kausal immer zu verstehen als "im Sinne von Granger".

b. Vorbereitung der Kausalitätstests

Die Kausalitätstests sind nur aussagefähig, wenn die verwendeten Zeitreihen (schwach) stationär sind. Dies ist dann erfüllt, wenn für die Realisationen einer Zeitreihe (y_1, \dots, y_T) die ersten und die zweiten Momente existieren und diese unabhängig von der Zeitachse sind. Es müssen also drei Bedingungen erfüllt sein [Pindyck, Rubinfeld, 1976, S. 435 f.]:

$$[49] \quad E[y_t] = \mu_y = E[y_{t+m}] \quad \text{mit } m \neq 0$$

$$[50] \quad \text{Var}[y_t] = E[(y_t - \mu_y)^2] = E[(y_{t+m} - \mu_y)^2] \quad \text{mit } m \neq 0$$

$$[51] \quad \text{Cov}(y_t, y_{t+k}) = E[(y_t - \mu_y)(y_{t+k} - \mu_y)] \\ = E[(y_{t+m} - \mu_y)(y_{t+m+k} - \mu_y)] \quad \text{mit } k \neq 0$$

Erstens muß der Erwartungswert konstant und unabhängig von der Zeit sein, die Zeitreihe darf also z.B. keinen Trend aufweisen. Zweitens muß die Varianz für alle t gleich sein, und drittens dürfen die Kovarianzen nur von der Länge der Verzögerung, nicht aber von t abhängen.

In der Regel erfüllen die Zeitreihen ökonomischer Variablen diese Bedingungen nicht. Gesamtwirtschaftliche Daten weisen häufig einen Trend auf und schwanken saisonbedingt. Diese deterministischen Elemente müssen ausgeschaltet werden. Man kann die Stationarität durch verschiedene Transformationen herstellen. Dabei ist im Zusammenhang mit den Kausalitätstests wichtig, daß die Kausalitätsbeziehungen zwischen zwei Zeitreihen erhalten bleiben, wenn sie linear transformiert werden [Granger, Newbold, 1977b, S. 13 f.]. Zu diesen Transformationen gehören vor allem die Logarithmierung und die Differenzenbildung. In vielen Fällen ist es ausreichend, wenn man die erste oder zweite Differenz der Logarithmen einer Zeitreihe bildet (2). Treten darüber hinaus noch Saisonschwankungen auf, wie typischerweise z.B. bei Einkommensvariablen, muß zusätzlich eine Saisonbereinigung vorgenommen werden, da die Bedingungen [50] und [51] verletzt sind. Dabei ist allerdings zu beachten, daß die Charakteristik der Zeitreihen - etwa beschrieben durch ihr Spektrum - nicht verändert wird, da sich andernfalls die Kausalitätsbeziehungen möglicherweise ändern. Die Gefahr, daß dies geschieht, ist bei vielen gebräuchlichen Saisonbereinigungsverfahren gegeben. Verwenden diese gleitende Durchschnitte, wird darüber hinaus ein weit akzeptiertes

(1) Vgl. z.B. die Anwendung bei Sims [1980].

(2) Kann die Stationarität durch Differenzenbildung erreicht werden, spricht man von homogenen Zeitreihen (hier z.B. ersten oder zweiten Grades). Vgl. Pindyck, Rubinfeld [1976, S. 439].

Axiom der Kausalität verletzt: "The past and the present may cause the future, but the future cannot cause the past" [Granger, 1980, S. 330]. Deshalb ist es ratsam, Originaldaten zu verwenden und die Saisonbereinigung so durchzuführen, daß man für die entsprechenden Perioden Saisondummies verwendet.

Ein Hilfsmittel für den Test auf Stationarität einer Zeitreihe ist die Autokorrelationsfunktion, die sich anhand der Beobachtungen (y_1, \dots, y_T) schätzen läßt:

$$[52] \quad \zeta_k = \frac{\sum_{t=1}^{T-k} (y_t - \mu_y)(y_{t+k} - \mu_y)}{\sum_{t=1}^T (y_t - \mu_y)^2} \quad \text{mit } \mu_y = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_t$$

Diese Funktion ist symmetrisch, so daß gilt:

$$[53] \quad \zeta_k = \zeta_{-k}$$

Ferner gilt wegen Gleichung [52], daß $\zeta_0 = 1$ (1).

Typisch für das Bild einer Autokorrelationsfunktion ist im Falle einer stationären Reihe, daß die Werte ζ_k mit zunehmenden k sehr rasch gegen Null gehen. Bei nichtstationären Zeitreihen ist das nicht der Fall. Beispielsweise führt die Existenz eines Trends dazu, daß die Werte der Autokorrelation auch für große Lags hoch bleiben, oder bewirken nicht ausgeschaltete Saisoneinflüsse periodische Ausschläge der Autokorrelationskoeffizienten. Der Verlauf der Funktion kann also darauf hinweisen, ob und gegebenenfalls welche Transformationen nötig sind, um die Stationarität herzustellen.

Ein Idealbild der Autokorrelationsfunktion wird freilich nicht immer erreicht, die einzelnen Werte sind meist von Null verschieden. Es ist daher wichtig zu wissen, wie groß die Werte sein dürfen, damit die Hypothese der Stationarität noch nicht als verworfen betrachtet werden muß. Unter der Annahme der asymptotischen Normalverteilung gilt, daß

$$[54] \quad E(\zeta_k) = 0, \quad \text{für } k = 1, 2, \dots, T$$

$$[55] \quad \text{Var}(\zeta_k) = 1/T$$

Folgt man der Konvention, das Konfidenzintervall von 95 vH als Maßstab zu nehmen, so ist die Bedingung der Stationarität dann nicht verletzt, wenn für 95 vH der errechneten Autokorrelationen gilt:

$$[56] \quad \left| \zeta_k \right| \leq 2/\sqrt{T}$$

das heißt, daß maximal die zweifache Standardabweichung vom Mittelwert zugelassen wird.

(1) Für $k = 0$ steht in [52] die Varianz von y_t sowohl im Zähler als auch im Nenner.

c. Übliche Anwendung der Tests auf Granger-Kausalität

In der Literatur wird in der Regel das direkte Granger-Verfahren angewendet [Granger, 1969]. Danach wird für zwei stationäre Zeitreihen x_t und y_t folgendes System von Gleichungen geschätzt:

$$[57] \quad y_t = c + \sum_i a_i y_{t-i} + \sum_j b_j x_{t-j}$$

$$[58] \quad x_t = d + \sum_i e_i x_{t-i} + \sum_j g_j y_{t-j}$$

wobei c und d Konstante sind. Man gibt die Zahl der Lags i und j vor und schätzt dann beide Variablen jeweils in Abhängigkeit von den eigenen verzögerten Werten sowie von den verzögerten Werten der anderen Variablen. Dann wird die Signifikanz der Koeffizienten mit dem F-Test geprüft. Sind die Koeffizienten b_j als Block signifikant, gilt x als kausal zu y . Umgekehrt ist y kausal zu x , wenn der Block g_j als Block signifikant von Null verschieden ist. Auf diese Weise kann man - analog zu den Beziehungen (a) bis (d) auf S. 66 - Unabhängigkeit, Kausalität in einer Richtung oder Interdependenz zwischen den Variablen feststellen.

Dem Vorteil, daß dieses Testverfahren sehr leicht zu handhaben ist, stehen allerdings Nachteile gegenüber. Zunächst entscheidet die Güte der Anpassung für die Diagnose der Kausalität. Dabei ist die Vorgabe eines bestimmten Signifikanzniveaus von z.B. einem, fünf oder zehn Prozent mehr oder weniger willkürlich. Der zweite, wohl schwerwiegendere Nachteil ist, daß in der Regel die Zahl der verwendeten Lags - ebenfalls ad hoc - vorgegeben wird. A priori ist aber nicht klar, wie groß die Zahl der Lags im "optimalen System" ist. Es ist wahrscheinlich, daß bei verschiedenen Variablen auch jeweils andere Lag-Strukturen als optimal gelten können. Dieses Verfahren gibt aber kein Auswahlkriterium an. In der Literatur werden z.B. bei Quartalsdaten überwiegend Lags der Länge 4, 6 oder 8 berücksichtigt (1). Jedoch: "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" [Hsiao, 1981, S. 87].

Aufgrund dieser Ad-hoc-Vorgaben ist die Wahrscheinlichkeit relativ groß, daß man die typischen Fehler des Hypothesentests begeht, nämlich, daß man die richtige Nullhypothese ablehnt (Fehler erster Art) oder die unrichtige Nullhypothese nicht verwirft (Fehler zweiter Art).

d. Alternatives Verfahren

Diese möglichen Mängel des herkömmlichen Verfahrens haben dazu geführt, daß eine andere Prozedur vorgeschlagen wurde, die weniger Re-

(1) Vgl. z.B. Hafer [1981], der für die Untersuchung des Zusammenhangs zwischen Geldmenge und nominalem Sozialprodukt in den Vereinigten Staaten Lags von 4 und 8 Quartalen verwendet.

striktionen enthält [Hsiao, 1979; 1981]. Insbesondere erlaubt dieses Verfahren, die Zahl der Wirkungsverzögerungen für die abhängigen sowie unabhängigen Variablen so zu bestimmen, daß das optimale System - z.B. von zwei Variablen - gefunden wird (1). Das Kriterium für die Auswahl ist der Prognosefehler der Gleichungen. Basierend auf den Arbeiten von Akaike [1969] wird der "final prediction error" (FPE) verwendet, der (korrigierte) Mittelwert der quadrierten Prognosefehler. Wird eine Variable y_t in Abhängigkeit von verzögerten Variablen geschätzt, so ergibt sich der numerische Wert des FPE nach

$$[59] \quad \text{FPE} = \frac{T+q}{T-q} \cdot \frac{1}{T} \cdot \text{SSR}$$

wobei T = Zahl der Beobachtungen

q = Zahl der geschätzten Koeffizienten (einschl. der Konstanten und der Dummies)

SSR = Summe der quadrierten Residuen

$$= \sum_1^T \hat{u}_t^2, \quad \hat{u}_t = y_t - \hat{y}_t$$

Durch die Verwendung des FPE wird dem Prinzip der Kausalitätstests entsprochen (vgl. Gleichung [48]). Denn man untersucht, ob eine Prognose auf der Basis des geschätzten Modells durch die Hinzunahme einer weiteren Variablen verbessert wird: $\sigma^2(Y/I)$ sei die Varianz der Prognosefehler für Y unter der Kenntnis der Informationsmenge I , und X sei eine Variable, die nicht in I enthalten ist, dann ist X kausal zu Y , wenn $\sigma^2(Y/I) > \sigma^2(Y/I, X)$. Die Kenntnis der Variablen X verbessert also die Fähigkeit, Y zu prognostizieren. Das FPE-Kriterium gibt auch an, ob die Hinzunahme eines weiteren Lags zu einer genaueren Prognose der Variablen Y führt (2).

Die Verwendung des FPE-Kriteriums bedeutet daher eine etwas großzügigere Betrachtung der Signifikanz von Variablen: "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 con-

-
- (1) "...we suggest a sequential approach based on Granger's concept of causality and Akaike's final prediction error which involves parsimonious 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].
- (2) Der Prognosefehler ist ein übliches Maß zur Beurteilung eines Modells. Es gibt Auskunft darüber, wie gut eine Prognose, die man mit dem geschätzten Modell erstellen kann, sein würde. 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.

ventional preliminary test with the significance level 5% or 10% ..." [Hsiao, 1981, S. 90].

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 [Hsiao, 1981, S. 92 f.]:

- (i) Bestimme die optimale Zahl der Lags im eindimensionalen autoregressiven Prozeß für y mit dem Kriterium, daß der FPE ein Minimum aufweist (der optimale Lag sei m).
- (ii) Rechne Regressionen für y in Abhängigkeit von der verzögerten endogenen Variablen mit der unter (i) 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).
- (iii) Vergleiche die jeweiligen Minima der FPEs. Ist der FPE bei Schritt (ii) niedriger als in Schritt (i), kann man schließen: x ist kausal zu y ($x \rightarrow y$). Das optimale Modell zur Prognose von y enthält dann m Lags für y und n Lags für x .
- (iv) Wiederhole die drei Schritte für den umgekehrten Fall, nämlich die Bestimmung des Prozesses für x mit y als der manipulierten Variablen.
- (v) 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 könnten. Zum einen hat das Verfahren den Vorteil, daß man keine Information verschwendet, also nicht a priori solche Wirkungsverzögerungen ausschließt, die möglicherweise die Prognose verbessern. Zum zweiten kann die Ad-hoc-Vorgabe von festen Lags dazu führen, daß man unnötig viele Verzögerungen berücksichtigt und damit sowohl die Zahl der Freiheitsgrade verringert als auch die Prognosequalität des Systems beeinträchtigt. Dies ist beispielsweise dann der Fall, wenn man - wie oft üblich - sechs Lags einer Variablen verwendet, die Lags vier, fünf und sechs aber keinen zusätzlichen Erklärungswert haben. Daß die Fehler sehr gravierend sein können, ja sogar eine bestehende Kausalität verdecken oder eine nicht gegebene Kausalität behaupten können (Fehler erster oder zweiter Art), kann leicht an einem einfachen Beispiel demon-

- (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, welcher Rechenaufwand im mehrdimensionalen System notwendig ist. Daher bildet das obige Schema einen akzeptablen Kompromiß, denn - so soll auch im folgenden gezeigt werden - die Wahrscheinlichkeit ist groß, daß man das absolute Minimum des FPE findet.

striert werden: Statt der obengenannten Methode verwende jemand ohne nähere Prüfung feste Lags l für die Variablen x und y . Man entscheidet über die Kausalitätsbeziehungen zwischen den beiden Variablen, indem man den FPE (1) 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 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 l , 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.

Auch 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 System für eine andere Lagkombination als die Kombination (1,1) doch niedriger ist als im eindimensionalen Fall.

Wegen dieser Möglichkeit soll 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 kann, sind grundsätzlich beide Wege zu beschreiten (2).

Dieses Vorgehen sollte ebenfalls verhindern, daß falsche Schlüsse gezogen werden: Es sei angenommen, daß nach Schritt (i) und (ii) erkannt wird, daß x nicht kausal zu y ist. Man würde dann auf x verzichten und den Einfluß der dritten Variablen z prüfen. Es ist aber möglich, daß beim umgekehrten Vorgehen die Hinzunahme von x zur 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 (3). 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

-
- (1) Welches Kriterium verwendet wird, ist für die beschriebene Problematik nicht entscheidend.
 - (2) In einem neueren Aufsatz erweitert Hsiao [1982] sein Schema auf den dreidimensionalen Fall. Dort bleibt aber unklar, in welcher Reihenfolge die beiden erklärenden Variablen zu berücksichtigen sind.
 - (3) Damit verbunden ist das oben beschriebene Problem der "missing variable".

(Terms of Trade) führt die genannte kausale Beziehung herbei (1).

Während das direkte Granger-Verfahren schon in vielen Studien - insbesondere über den Zusammenhang zwischen Geldmenge, Einkommen und Preisen in verschiedenen Ländern - angewendet wurde [vgl. Übersicht bei Kirchgässner, 1981, S. 62 ff.], ist das hier vorgestellte Schema noch relativ neu. Es wurde vor allem von Hsiao benutzt für die Tests auf Kausalität zwischen Geldmenge und nominalem Bruttosozialprodukt in den Vereinigten Staaten [Hsiao, 1979; 1981] sowie zwischen Geldmenge, nominalem Bruttosozialprodukt und Zinssatz in Kanada [Hsiao, 1982] (2).

2. Durchführung der Kausalitätstests

Im folgenden werden die Kausalitätsbeziehungen zwischen Geldmenge und Einkommen sowie zwischen Geldmenge und Preisniveau untersucht. Zunächst wird beschrieben, welche Vorgehensweise gewählt wurde, um der Forderung nach Stationarität der Zeitreihen zu entsprechen. Im Anschluß daran werden in zwei Abschnitten zunächst kurz die Hypothesen für die Zusammenhänge genannt und dann die empirischen Resultate kommentiert.

a. Aufbereitung der Daten

Die hier verwendeten gesamtwirtschaftlichen Daten (3) weisen mehr oder weniger ausgeprägte Saisonschwankungen und Trendbewegungen auf. Ziel ist es, für alle Reihen einen einheitlichen Filter zu finden, durch den die Stationarität herzustellen ist. In den meisten Fällen war die Bildung von ersten Differenzen der Logarithmen der Ursprungsreihe nicht ausreichend, um den Trend auszuschalten. Dies gelang aber bei Verwendung der zweiten Differenzen, so daß alle Reihen wie folgt umgeformt wurden:

$$[60] \quad y_t = (1 - L)^2 \ln Y_t, \text{ wobei } L^i \ln Y_t = \ln Y_{t-i}$$

Dieser Filter ist durchaus üblich und auch in anderen Untersuchungen mit ähnlicher Zielrichtung zu finden (4).

-
- (1) Vgl. die Untersuchung für die Bundesrepublik durch Kirkpatrick [1982].
 - (2) Weitere Beispiele für die Verwendung des FPE-Kriteriums sind die Arbeit von Kirkpatrick [1982] über den Zusammenhang zwischen Reallohn und Beschäftigung sowie der Aufsatz von Gutierrez-Camara, Huß [1983] über den Zusammenhang zwischen Wechselkursen, Geldmenge und Preisen.
 - (3) Es werden Quartalsdaten für folgende Reihen verwendet: (um Effekte von Mindestreservesatzänderungen bereinigte) monetäre Basis, Geldmenge M1 und M2, Verbraucherpreisindex und Importpreisindex, Bruttosozialprodukt und Inlandsnachfrage (jeweils nominal und real). Die Inlandsnachfrage ist die Differenz zwischen Bruttosozialprodukt und Außenbeitrag.
 - (4) Vgl. Hsiao [1981]. Oft wird auch der Filter $(1 - 0,75 L)^2$ verwendet,

Die Ausschaltung der Saisoneinflüsse erweist sich für einige Reihen jedoch als problematisch. Während für die Geldmengenreihen sowie für die Preisindizes die Verwendung einfacher Saisondummies in den Regressionen ausreicht, lassen die Einkommensgrößen nach dieser Behandlung noch keine Stationarität erkennen. Die Residuen der Regressionen zeigen noch zu hohe Autokorrelationen, und zwar mit einer Regelmäßigkeit, die auf noch vorhandene Saisonbewegungen schließen läßt: Jede vierte Autokorrelation liegt deutlich außerhalb des 95prozentigen Konfidenzintervalls. Die Betrachtung der Originalzeitreihen macht deutlich, daß sich die Saisonfigur im Zeitraum 1960-1980 geändert hat. Als Beispiel sei nur erwähnt, daß das Einkommen zu Anfang der sechziger Jahre vom dritten zum vierten Quartal saisonbedingt abnahm, später aber eine Zunahme aufwies (1). Um diesen Effekt annähernd (2) 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, S. 124 f.). Diese Behandlung erweist sich als ausreichend, um die Bedingung der Stationarität auch für die Einkommensvariablen zu erfüllen.

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 Preisindizes die gleichen Dummies verwendet wie für die Einkommensgrößen. Die Stationaritätseigenschaften werden dadurch zum Teil noch verbessert, auch dort sind die zusätzlich eingeführten Dummies oft signifikant (3). Somit lautet die für alle Variablen gerechnete Regression:

$$[61] \quad Y_t = a_0 + \sum_{i=1}^3 a_i S_i + b_0 + \sum_{i=1}^3 b_i \bar{S}_i + u_t$$

wobei a_0 = Koeffizient der Konstanten

S_i = Saisondummy für das i -te Quartal

b_0 = Koeffizient für die Konstante im zweiten Satz von Dummyvariablen

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 obengenannte Filter verwendet wird.

- (1) Dies kann man u.a. mit der allmählichen Verbreitung zusätzlicher Gehaltszahlungen im vierten Quartal (z.B. Weihnachtsgeld) in Zusammenhang bringen.
- (2) Die Gefahr besteht, daß bei dem Versuch, die Stationarität herzustellen, zu viele Einflüsse, also nicht nur deterministische Komponenten, eliminiert werden. Dies ist ein Argument dafür, die Zahl der Dummies zu begrenzen.
- (3) Es zeigt sich beispielsweise für die Ursprungsreihen der Geldmenge 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, der ausreicht, um der Stationaritätsforderung zu entsprechen.

\bar{S}_i = Zusätzliche Saisondummy für das i-te Quartal ab 1971
 u_t = Residuum (mit den üblichen Verteilungseigenschaften).

Die in Gleichung [61] genannten Variablen sind Ausgangsbasis für die folgenden Regressionen (1). Die genauere formale Darstellung der Schätzgleichungen erfolgt im Anhang, S. 124 f.

Die Auswahl der Reihen insbesondere für die Geldmengen- und Einkommensgrößen ist bewußt weit gefaßt worden. Denn es soll auch untersucht werden, welches Geldmengenaggregat den besten Erklärungswert liefert, und zu welcher Einkommensdefinition der Zusammenhang besonders eng ist. Für die Verwendung der Inlandsnachfrage spricht vor allem, daß in dieser Größe die Einflüsse des Exports, die für den Konjunkturverlauf in der Bundesrepublik Deutschland in hohem Maße mitbestimmend waren, weitgehend eliminiert sind.

b. Kausalität zwischen Geldmenge und Einkommen

Zum positiven Zusammenhang zwischen Geldmenge und Einkommen 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 die 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).

Gemäß dem oben beschriebenen Verfahren werden zunächst univariate Autoregressionen für die Variablen berechnet. Schritt für Schritt wird dabei eine weitere Verzögerung der jeweils betrachteten Zeitreihe berücksichtigt. Der optimale Lag ist dann erreicht, wenn der FPE ein Minimum aufweist. Mit diesen univariaten Autoregressionen wird praktisch untersucht, wie gut die Prognose der Variablen sein könnte, wenn keine anderen Variablen berücksichtigt würden, bzw. wie gut der Verlauf dieser Variablen "durch sich selbst erklärt" werden kann (2). Die Zahl der Lags sollte recht großzügig gewählt werden, damit die Wahrscheinlichkeit, den niedrigsten FPE-Wert zu finden, groß ist (3). In der Regel

-
- (1) Es wäre alternativ möglich, nur mit den Residuen der Gleichung [61] weiterzurechnen. Dieses Vorgehen würde aber bezüglich der Kausalitätstests zum gleichen Ergebnis führen.
 - (2) Die Berechnung der Autoregressionen läßt sich ökonomisch auch damit begründen, daß so der Einfluß der nicht explizit berücksichtigten Faktoren - zumindest teilweise - erfaßt wird.
 - (3) Die Kosten eines solchen Vorgehens sind der steigende Rechenaufwand, aber auch der Verlust an Freiheitsgraden. Letzteres ist aber hier kein gravierendes Problem, da die Zahl der Freiheitsgrade bei fast allen Regressionen größer als 40 ist.

wurden 12 Lags berücksichtigt (1).

Die Ergebnisse der Autoregressionen für die drei Geldmengenaggregate und die vier Einkommensgrößen sind in Tabelle 1 zusammengefaßt. Daraus geht hervor, für welche Ordnung der Lags der FPE das Minimum aufweist. Die Beschreibung der jeweiligen Variablen durch sich selbst ist am besten, wenn man die monetäre Basis mit 2, die Geldmenge M1 mit 12 und M2 mit 3 Lags schätzt. Für die Einkommensgrößen liegt das Optimum bei 11 Quartalen - mit der Ausnahme des nominalen Bruttosozialprodukts (7 Lags). Damit ist die Ordnung der Lags vor allem bei den Einkommensgrößen relativ hoch, so daß für die beste Prognose dieser Variablen durch sich selbst Daten notwendig sind, die etwa die Hälfte eines (durchschnittlichen) Konjunkturzyklus ausmachen. Ansonsten sind die teilweise recht unetstige Entwicklung des FPE bei einzelnen Reihen oder die optimale Anzahl der Lags ökonomisch nicht interpretierbar. Zudem liegen die einzelnen Werte des FPE für unterschiedliche Lags oft sehr nahe beieinander. Die teilweise unterschiedliche Größenordnung der FPE-Werte läßt sich unter anderem mit der unterschiedlichen Variabilität der Variablen begründen. So schwankt die Geldmenge M2 erfahrungsgemäß stärker als M1; die Variabilität der Inlandsnachfrage ist wohl deshalb höher als die des Sozialprodukts, weil die Konjunktorentwicklung in der Bundesrepublik in den sechziger und siebziger Jahren dadurch gekenn-

Tabelle 1 - Der FPE für den univariaten autoregressiven Prozeß der Geldmengenaggregate und Einkommensgrößen 1964/I-1980/IV

Ordnung der Lags	Monetäre Basis B	Geldmenge		Inlandsnachfrage		Bruttosozialprodukt	
		M1	M2	nominal (IVN)	real (IVR)	nominal (BSPN)	real (BSPR)
1	234	216	376	449	388	429	374
2	192 ∇	217	292	425	331	416	354
3	198	219	286 ∇	318	293	206	238
4	195	224	287	317	302	194	237
5	200	218	295	327	306	198	244
6	205	213	304	333	314	203	251
7	193	219	299	301	308	193 ∇	233
8	196	213	308	308	317	196	240
9	200	199	315	307	306	201	242
10	205	194	325	315	315	205	249
11	203	199	311	283 ∇	275 ∇	195	225 ∇
12	202	185 ∇	321	292	284	200	232
13	207	191	331	302	290	206	240
14	213	197	330	310	300	210	241

(a) Dimension der FPE: Angegebene Zahl dividiert durch 10^6 . Das jeweilige Minimum des FPE ist mit ∇ versehen.

(1) Da der Wert für den FPE häufig bei der Lag-Ordnung 11 bzw. 12 nochmals deutlich niedriger lag, wurden in Zweifelsfällen Regressionen mit bis zu 18 Verzögerungen gerechnet. Dabei zeigte sich, daß die Hinzunahme von weiteren Verzögerungen keinen zusätzlichen Ertrag brachte.

zeichnet war, daß die Exporte einen Vorlauf vor der Binnennachfrage hatten und somit tendenziell stabilisierend wirkten.

Die ermittelte optimale Zahl der Lags in den univariaten Autoregressionen geht nun in die folgenden Regressionen ein, wenn eine zusätzliche Variable berücksichtigt wird (vgl. Anhang, S. 124 f.). Zunächst soll der Einfluß der Geldmenge auf das Einkommen analysiert werden. Das bedeutet, daß die Lags der Geldmengenaggregate nun "manipuliert" werden, um das optimale System - im Sinne des FPE-Kriteriums - zu finden. Die Ergebnisse sind im oberen Teil der Tabelle 2 zusammengefaßt. Es werden nur die jeweiligen Minima der FPE-Werte dokumentiert. Ferner wird darauf verzichtet, das Bestimmtheitsmaß anzugeben, da es in dem untersuchten Zusammenhang wenig Aussagekraft hat. Ebenso ist die sonst übliche Durbin-Watson Statistik nicht genannt, da sie nur die Autokorrelation erster Ordnung bei den Residuen prüft (1). Die für die Kausalitätstests wichtige Bedingung des "white noise" in den Residuen kann nur getestet werden, wenn auch Autokorrelationen höherer Ordnung berechnet werden können. Ein geeignetes Prüfmaß ist die Box-Pierce Statistik Q. Diese Größe ist asymptotisch Chi-Quadrat verteilt (2). Aus der entsprechenden Tabelle über die Chi-Quadrat Statistik läßt sich dann ablesen, ob die Nullhypothese (H_0 : alle Autokorrelationen der Residuen sind Null) abzulehnen ist. Das in der Tabelle 2 (und auch in den folgenden Tabellen) angegebene marginale Signifikanzniveau besagt, daß die Nullhypothese mit so hoher Wahrscheinlichkeit nicht verworfen werden kann (3).

Obwohl das FPE-Kriterium darüber entscheidet, ob die Kausalitätshypothesen bestätigt werden oder nicht, wurde zusätzlich die F-Statistik für den Block der manipulierten Variablen angegeben. Dies soll als zusätzliche Information dienen, da sich aus der Verringerung des FPE nicht präzise ablesen läßt, wie eng der Zusammenhang ist (4).

Aus Tabelle 2 ist zu ersehen, daß die Geldmengenaggregate in den meisten Fällen kausal zu den Einkommensgrößen sind, der FPE wurde gegenüber den Optima aus Tabelle 1 teilweise deutlich verringert. Offensichtlich ist der Erklärungswert der monetären Basis und der Geldmenge M1 am besten. Beide Variablen weisen auch eine recht stabile Lag-Beziehung zum Einkommen auf. Daß der Einfluß von M2 in zwei Fällen signifikant negativ ist, stimmt nicht mit der aus der Theorie abgeleiteten Hypothese überein. Das nicht den Erwartungen entsprechende Vorzeichen kann man möglicherweise damit begründen, daß die Geldmenge M2 einen Lag zur konjunkturellen Entwicklung hat. Im Aufschwung kommt es we-

-
- (1) Der Wert für die Durbin-Watson-Statistik liegt hier fast immer bei dem Idealwert von 2.
 - (2) Die Zahl der Freiheitsgrade ist die Zahl der berechneten Autokorrelationen; in den hier dokumentierten Regressionen sind dies in der Regel 24 Werte.
 - (3) D.h., je näher es bei 100 liegt, um so günstiger ist es für die Interpretation der Resultate. Diese Schreibweise ist ungewöhnlich insofern, als normalerweise der Wert angegeben wird, der für die Ablehnung der Nullhypothese relevant ist.
 - (4) Eine Abnahme des FPE um beispielsweise 1 vH kann unterschiedliche Implikationen für die Signifikanz der erklärenden Variablen haben.

Tabelle 2 - Ergebnisse der Kausalitätstests für Geldmengenaggregate und Einkommensgrößen 1964/I-1980/IV

Kontrollierte Variable (a)	Manipulierte Variable (optimaler Lag)	Vorzeichen der Koeffizienten (b)	FPE(c)	F-Test für Manipulierte Variable (d)	Q(e)
Nominale Inlandsnachfrage IVN (1-11)	B (1)	+	279°	2,22 (1,48)	60,3
	M1 (2)	+	259°	3,90 (2,47)	68,5
	M2 (1)	-	292	0,04 (1,48)	70,5
Reale Inlandsnachfrage IVR (1-11)	B (1)	+	279	0,83 (1,48)	74,4
	M1 (3)	+	264°	2,25 (3,46)	72,0
	M2 (12)	-	232°	2,42 (12,37)	93,0
Nominales Bruttosozialprodukt BSPN (1-7)	B (1)	+	178°	6,16 (1,52)	99,7
	M1 (1)	-	197	0,61 (1,52)	97,9
	M2 (1)	+	196	0,69 (1,52)	98,2
Reales Bruttosozialprodukt BSPR (1-11)	B (1)	+	219°	2,92 (1,48)	89,1
	M1 (8)	+	211°	2,01 (8,41)	99,7
	M2 (12)	-	217°	1,73 (12,37)	99,7
Monetäre Basis B (1-2)	IVN (2)	+	195	1,34 (2,56)	91,4
	IVR (1)	+	198	0,03 (1,57)	81,4
	BSPN (3)	-	187°	2,32 (3,55)	95,7
	BSPR (12)	-	186°	1,93 (12,46)	82,9
Geldmenge M1 (1-12)	IVN (1)	-	191	0,07 (1,47)	97,8
	IVR (1)	+	191	0,12 (1,47)	98,1
	BSPN (3)	-	184°	1,65 (3,45)	88,8
	BSPR (3)	-	185	1,59 (3,45)	90,6
Geldmenge M2 (1-3)	IVN (1)	-	289	1,18 (1,56)	42,7
	IVR (10)	-	256°	2,49 (10,47)	91,6
	BSPN (10)	-	239°	3,00 (10,47)	85,7
	BSPR (10)	-	229°	3,34 (10,47)	77,1

(a) In Klammern die Zahl der optimalen Lags des univariaten autoregressiven Prozesses. - (b) Summe der Koeffizienten der manipulierten Variablen. - (c) Dimension: Angegebene Zahl dividiert durch 10^6 . ° bedeutet, daß die Kausalitätshypothese bestätigt ist. - (d) In Klammern die Zahl der Freiheitsgrade. - (e) Marginales Signifikanzniveau. Die Zahl gibt an, mit welcher Wahrscheinlichkeit die Nullhypothese (H_0 : Residuen sind "white-noise") nicht abgelehnt werden kann.

gen des Zinsanstiegs zu einer Umschichtung von Sicht- in Termineinlagen. Dadurch nimmt die Expansionsrate von M1 früher ab als die von M2. Bei einer dann restriktiv werdenden Geldpolitik - gemessen z.B. an der Entwicklung der monetären Basis - wird M2 auch erst relativ spät betroffen, weil die Zinsen wegen des Liquiditätseffekts zunächst noch weiter steigen.

Die einzige Variable, die einen kausalen Einfluß sowohl auf die nominale als auch auf die reale Inlandsnachfrage hat, ist die Geldmenge in der

Abgrenzung M1. Dem theoretischen Vorurteil - abgeleitet aus der Hypothese der rationalen Erwartungen - entspricht, daß die Beziehung zur nominalen Inlandsnachfrage enger ist als zur realen Inlandsnachfrage (1). Die monetäre Basis erklärt den Verlauf des Sozialprodukts am besten. Auch hier gilt, daß die Kausalitätsbeziehung zur nominalen Größe deutlich strenger ist als zur realen Größe (2).

Bei der Untersuchung der Kausalitätsbeziehungen in umgekehrter Richtung (unterer Teil der Tabelle 2) zeigt sich, daß die Geldmenge M1 von den Einkommensvariablen unabhängig ist (sieht man einmal ab von der minimalen Abnahme des FPE durch die Hinzunahme des nominalen Sozialprodukts). Die monetäre Basis wird dagegen kausal beeinflusst durch das nominale und das reale Bruttosozialprodukt, nicht aber von den Inlandsausgaben. Das negative Vorzeichen entspricht dabei der These, daß die Geldpolitik antizyklisch ausgerichtet ist (Reaktionsfunktion). Bei der Interpretation der Ergebnisse für die Geldmenge M2 ist allerdings Vorsicht geboten. Zwar scheint die Abhängigkeit von den Einkommensvariablen am deutlichsten zu sein (bei hochsignifikant negativem Einfluß ergibt sich auch hier eine Bestätigung der Hypothese einer Reaktionsfunktion), doch sind die Wirkungsverzögerungen mit rund zehn Quartalen recht lang, so daß es schwerfällt, darin eine antizyklische Reaktion der Notenbank zu sehen. Diese müßte eher in den enger gefaßten Variablen zu sehen sein, vor allem aber in der eigentlichen Aktionsvariablen der Zentralbank, nämlich der monetären Basis. Hier ist die Kausalität aber weniger deutlich ausgeprägt.

Insgesamt spricht einiges dafür, die Geldmenge M1 als Indikator der Geldpolitik vorzuziehen (3). Dies gilt zum einen wegen der Eindeutigkeit des Vorzeichens, zum anderen wegen der vergleichsweise engsten und am besten interpretierbaren Beziehung zur Inlandsnachfrage. Auch kann dieses Geldmengenaggregat am ehesten als exogene Größe aufgefaßt werden, die Kausalität verläuft zu den realen und nominalen Inlandsausgaben und nicht in die umgekehrte Richtung. Dieses Resultat soll daher Ausgangsbasis für die weiteren Tests auf Rationalität der Erwartungen sein (Kapitel V).

c. Verwendung von ad hoc festgelegten Wirkungsverzögerungen

Bei der Beschreibung des hier verwendeten Verfahrens der Kausalitätstests wurde behauptet, daß man möglicherweise zu einem anderen Urteil gelangt, wenn man die Zahl der Lags ohne nähere Prüfung fest vorgibt und - wie üblich - nach dem Kriterium der Signifikanz unterscheidet. Zur Prüfung dieser These wurden für den Zusammenhang zwischen der Geldmenge M1 und den realen Inlandsausgaben IVR Kausalitätstests durchgeführt, bei denen die Wirkungsverzögerungen entsprechend der in

-
- (1) Das Signifikanzniveau ist bei der nominalen Inlandsnachfrage IVN deutlich höher als bei der realen IVR, und zwar über 95 vH gegenüber 90 vH.
 - (2) Die Signifikanzniveaus sind auch hier mehr als 95 vH beim nominalen gegenüber nur 90 vH beim realen Bruttosozialprodukt.
 - (3) Zu einem ähnlichen Ergebnis kommt auch Trapp [1976] in seiner Studie für die Bundesrepublik für die Zeit bis 1973.

der Literatur üblichen Weise mit 4, 6 bzw. 8 Quartalen festgelegt wurde (1). Die Ergebnisse (Tabelle 3) machen folgendes deutlich: Ein Test auf Kausalität, der Variable mit nur jeweils 4 Verzögerungen berücksichtigt, würde zu dem Urteil führen, daß beide Variablen voneinander unabhängig sind; weder M1 noch IVR haben einen signifikanten Einfluß auf die jeweils andere Variable (2). Zu einem ganz anderen Resultat käme man, wenn man den gleichen Zusammenhang testet und jeweils 6 Verzögerungen in den Regressionen berücksichtigt. M1 wäre dann exogen und streng kausal zur realen Inlandsnachfrage. Zum gleichen Ergebnis käme man bei der Lag-Kombination (4,8). Dies verdeutlicht die Ambivalenz des Verfahrens mit fest vorgegebenen Lags. Für den Vergleich mit dem hier verwendeten Verfahren nach Hsiao ist die Größe des FPE wichtig (3). Keine Gleichung in Tabelle 3 kommt annähernd an den Erklärungswert der zuvor ermittelten optimalen Systeme heran. Für das System (IVR, M1) mit der optimalen Lag-Kombination (11,3) beträgt der FPE laut Tabelle 2: 264×10^{-6} , für (M1, IVR) mit der Kombination (12,0) laut Tabelle 1: 185×10^{-6} (das Optimum der univariaten Regression). Insofern hat der Suchprozeß nach dem hier gewählten, schrittweisen Verfahren zu einem besseren Ergebnis geführt.

Für die Vereinigten Staaten gibt es zwei in diesem Sinne konkurrierende Untersuchungen über den Zusammenhang zwischen Geldmenge und nomi-

Tabelle 3 - Ergebnisse der Kausalitätstests für die Geldmenge M1 und die reale Inlandsnachfrage bei fest vorgegebenen Lags 1964/I-1980/IV

Erklärte Variable	Erklärende Variable	Vorzeichen der Koeffizienten (a)	FPE (b)	F-Test für erklärende Variable (c)	Q (d)
Reale Inlandsnachfrage IVR (1-4)	M1 (1-4)	+	300	1,81 ⁺ (4,52)	82,7
	M1 (1-8)	+	280	2,32 ⁺ (8,48)	94,7
IVR (1-6)	M1 (1-6)	+	290	2,48 ⁺ (6,48)	88,3
Geldmenge M1 (1-4)	IVR (1-4)	-	234	1,04 (4,52)	17,4
	IVR (1-8)	-	244	1,07 (8,48)	51,8
M1 (1-6)	IVR (1-6)	-	237	0,71 (6,48)	65,2

(a) Summe der Koeffizienten der erklärenden Variablen. - (b) Dimension: Angegebene Zahl dividiert durch 10^6 . - (c) In Klammern die Zahl der Freiheitsgrade. + signifikant bei 5 vH Irrtumswahrscheinlichkeit. - (d) Marginales Signifikanzniveau.

(1) Die Variablen und Gleichungen entsprechen exakt denen der vorherigen Untersuchung. Lediglich die Lags werden fest vorgegeben.

(2) Das Signifikanzniveau liegt unter 90 vH.

(3) Der FPE ist nicht nur als Kriterium für die Beurteilung der Kausalität wichtig, sondern kann auch als ein Maß für die Güte einer Gleichung verwendet werden.

nalem Bruttosozialprodukt, nämlich die von Hafer [1981], der feste Lags verwendet, und die von Hsiao [1981], der die Lags variiert. Zwar ist die Vergleichbarkeit dadurch, daß der Untersuchungszeitraum nicht übereinstimmt, etwas eingeschränkt. Auffallend ist jedoch, daß bei Hafer die Kausalität in der Richtung Geldmenge \rightarrow Bruttosozialprodukt wesentlich strenger ist. Dies liegt vermutlich daran, daß er nur 4 verzögerte Werte des Sozialprodukts berücksichtigt, Hsiao hingegen 9. In der Regel besteht die Tendenz, die Kausalität um so eher zu akzeptieren, je niedriger die Zahl der Verzögerungen ist, die die abhängigen Variablen aufweisen. Bei dem Test auf Kausalität in umgekehrter Richtung ergibt sich bei Hsiao keine strikte Ablehnung wie bei Hafer, M1 ist sogar endogen. Auffallend ist hier, daß die Zahl der verzögerten unabhängigen Variablen bei Hsiao 1 bzw. 2 beträgt, während Hafer durchweg 8 Lags verwendet. Hier verbirgt sich möglicherweise eine andere wichtige Fehlerquelle. Sollten z.B. insgesamt tatsächlich nur die Lags 1 und 2 einen signifikanten Einfluß ausüben, dann wird die Kausalitätshypothese tendenziell leichter verworfen, wenn insgesamt 8 Lags verwendet werden. Denn wenn die anderen - in diesem Beispiel 6 - Lags keinen zusätzlichen Erklärungswert haben, d.h. nicht signifikant sind, dann wird die Signifikanz des Blocks der 8 Variablen insgesamt verringert. Genau diese Möglichkeit ist bei dem Verfahren mit der Ad-hoc-Vorgabe der Lags nie ausgeschlossen, so daß die Gefahr des Fehlers zweiter Art dann stets gegeben ist.

Zwar sind diese Unterschiede für sich genommen kein Beweis für die Überlegenheit des einen oder anderen Verfahrens. Sie belegen jedoch, wie deutlich die Abweichungen je nach Wahl der Lags sein können. Deshalb hat das Verfahren nach Hsiao sicherlich den Vorteil, daß die zu berücksichtigenden Lags nicht willkürlich festgelegt werden; es ist von daher weniger angreifbar. Ob das Testkriterium der FPE oder ein bestimmtes Signifikanzniveau ist, ist hierbei zweitrangig. Auch in dem Verfahren nach Hsiao könnte man vorgeben, daß eine Variable nur dann als kausal bezeichnet wird, wenn ihr Signifikanzniveau mindestens 90 oder 95 vH beträgt. Ein Vorteil wäre aber in jedem Fall, daß dieses Kriterium dann auf das System angewendet wird, das sich in dem Suchprozeß als "optimal" erwiesen hat.

d. Kausalität zwischen Geldmenge und Preisniveau

Gegenstand der folgenden Tests ist die monetaristische Hypothese: Eine anhaltende Veränderung der Geldmengenexpansionsrate führt zu einer gleichgerichteten Änderung der Inflationsrate. Entsprechend dem hier verwendeten Schema werden dazu zunächst die univariaten Autoregressionen für die Geldmengenaggregate, den Preisindex der Lebenshaltung und den Importpreisindex (1) berechnet (Tabelle 4). Da beide Preisindizes erst ab 1962 verfügbar sind, werden die Tests hier für den Zeitraum 1965/I-1980/IV durchgeführt (2). Das Minimum des FPE ist für die

-
- (1) Auf die Bedeutung dieser Variablen wird später eingegangen.
 - (2) Deshalb sind auch die Autoregressionen für die Geldmengenaggregate neu zu berechnen, da der FPE von der Zahl der Beobachtungen abhängt. Alternativ boten sich als Preisvariable die Deflatoren des Bruttosozialprodukts und der Inlandsnachfrage an. Beide Reihen

Tabelle 4 - Der FPE für den univariaten autoregressiven Prozeß der Geldmengenaggregate und Preisindizes 1965/I-1980/IV

Ordnung der Lags	Monetäre Basis B	Geldmenge		Preisindex für die Lebenshaltung (P)	Importpreis- index (IMP)
		M1	M2		
1	243	231	400	161	119
2	200 \sqrt{v}	232	312	159 \sqrt{v}	102
3	207	235	307 \sqrt{v}	163	105
4	205	240	309	168	102
5	211	234	318	173	101
6	217	229	329	177	101 \sqrt{v}
7	204	236	324	183	102
8	210	229	335	189	104
9	215	216	343	194	103
10	222	209	353	200	102
11	220	214	339	-	-
12	220	200 \sqrt{v}	350	-	-

(a) Dimension: Angegebene Zahl dividiert durch 10^6 (B, M1, M2), 10^7 (P) bzw. 10^5 (IMP). Das jeweilige Minimum ist mit \sqrt{v} versehen.

Geldmengenreihen bei der gleichen Ordnung der Lags erreicht wie in Tabelle 1. Die Verbraucherpreise weisen das Minimum beim Lag 2, die Importpreise beim Lag 6 auf. Die Größenordnung des FPE macht deutlich, daß die Importpreise wesentlich stärker schwanken als der Preisindex für die Lebenshaltung.

Im oberen Teil der Tabelle 5 sind die Ergebnisse für die Kausalitätstests (Geldmenge \rightarrow Preisniveau) wiedergegeben. Die Geldmenge in der Abgrenzung M1 ist nicht kausal. Eine marginale Verringerung des FPE zeigt sich, wenn die monetäre Basis und M2 als erklärende Variable verwendet werden, das Vorzeichen ist der Hypothese entsprechend positiv. Die Kausalitätsbeziehung ist aber nur sehr schwach ausgeprägt (1).

Weil dieser Befund insgesamt nicht ganz eindeutig ist, wird nach weiteren möglichen Einflußfaktoren für das Preisniveau gesucht. Es mag sein, daß in einer offenen Volkswirtschaft die Importpreise die Prognose des Gesamtpreisindex verbessern, den sie rein statistisch gesehen erheblich

waren aber nach der hier gewählten Transformation immer noch nicht annähernd stationär. Da sich keine Anhaltspunkte für eine einfache weitergehende Transformation ergaben, wurde auf die Verwendung dieser Variablen verzichtet.

- (1) Das Signifikanzniveau für den Block der erklärenden Variablen liegt deutlich unter 90 vH.

Tabelle 5 - Ergebnisse der Kausalitätstests für Geldmengenaggregate und Preisindizes 1965/I-1980/IV

Kontrollierte Variable (a)	Manipulierte Variable (optimaler Lag)	Vorzeichen der Koeffizienten (b)	FPE(c)	F-Test für manipulierte Variable (d)	Q(e)
Preisindex für die Lebenshaltung P (1-2)	B (1)	+	157°	1,95 (3,51)	97,1
	M1 (2)	-	159	1,61 (1,53)	90,4
	M2 (3)	+	157°	1,89 (3,51)	97,0
Importpreisindex IMP (1-6)	B (8)	+	825°	3,18 (8,42)	60,0
	M1 (8)	+	659°	5,31 (8,42)	52,9
	M2 (6)	+	954°	2,17 (6,44)	50,6
Monetäre Basis B (1-2)	P (4)	-	193°	2,25 (4,50)	68,7
	IMP (1)	-	206	0,11 (1,53)	74,9
Geldmenge M1 (1-12)	P (1)	-	200	1,46 (1,43)	96,7
	IMP (1)	-	206	0,29 (1,43)	96,1
Geldmenge M2 (1-3)	P (10)	-	308	1,69 (10,43)	50,7
	IMP (8)	-	234°	3,99 (8,45)	92,9

(a) In Klammern die Zahl der optimalen Lags des univariaten autoregressiven Prozesses. - (b) Summe der Koeffizienten der manipulierten Variablen. - (c) Dimension: Angegebene Zahl dividiert durch 10^6 bzw. 10^7 für P. ° bedeutet, daß die Kausalitätshypothese bestätigt ist. - (d) In Klammern die Zahl der Freiheitsgrade. - (e) Marginales Signifikanzniveau.

beeinflussen (1). Um dies zu untersuchen, wird auch eine Regression des Verbraucherpreisindex auf die Importpreise gerechnet. Das Ergebnis ist jedoch negativ (Tabelle 6). Des weiteren wird geprüft, ob die Zunahme der Importpreise die Prognose durch die Geldmengenaggregate verbessert (unterer Teil von Tabelle 6) (2). Auch diese These bestätigt sich nicht. Dagegen wird die Prognose des Verbraucherpreisindex erwartungsgemäß verbessert, wenn umgekehrt in dem dreidimensionalen Fall die Geldmenge zum Importpreisindex hinzukommt (oberer Teil von Tabelle 6) (3). Die in Tabelle 5 gefundene Lag-Struktur wird dabei reproduziert. Dieses Ergebnis legt nahe, daß man auf den Importpreisindex als erklärenden Faktor für die Verbraucherpreise verzichtet. Ein weiteres Argument dafür ist, daß die Prognose der Importpreise selbst sogar er-

- (1) 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. Indirekt erhält man so eine Beziehung zur Geldpolitik im Ausland.
- (2) 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, S. 125).
- (3) Wegen der jeweils (fast) gleichen Lag-Kombination sind die FPE-Werte natürlich identisch.

Tabelle 6 - Ergebnisse der Kausalitätstests für Geldmengenaggregate und Preisindizes - dreidimensionaler Fall - 1965/I-1980/IV

Kontrollierte Variable (a)	Erste erklärende Variable (a)	Manipulierte Variable (optimaler Lag)	Vorzeichen der Koeffizienten (b)	FPE (c)	F-Test für manipulierte Variable (d)	Q(e)
Preisindex für die Lebenshaltung P (1-2)	-	IMP (1)	-	164	0,01 (1,53)	86,1
	IMP (1)	B (3)	+	161°	2,04 (3,50)	95,6
	IMP (1)	M1 (1)	-	164	1,57 (1,52)	90,5
	IMP (1)	M2 (3)	+	163°	1,85 (3,50)	96,8
	B (3)	IMP (1)	+	161	0,36 (1,50)	95,6
	M1 (1)	IMP (1)	-	164	0,01 (1,50)	90,5
	M2 (3)	IMP (1)	+	163	0,01 (1,50)	96,8

(a) In Klammern die Zahl der Lags, die zuvor als Optimum ermittelt wurde. - (b) Summe der Koeffizienten der manipulierten Variablen. - (c) Dimension: Angegebene Zahl dividiert durch 10^7 . ° bedeutet, daß die Kausalitätshypothese bestätigt ist. - (d) In Klammern die Zahl der Freiheitsgrade. - (e) Marginales Signifikanzniveau.

heblich durch die Geldmenge verbessert wird (Tabelle 5) (1).

Die Ergebnisse der Kausalitätstests in der umgekehrten Richtung sind im unteren Teil von Tabelle 5 wiedergegeben. Die Hypothese einer Reaktionsfunktion der Zentralbank, nach der diese auf eine Inflationsbeschleunigung hin einen restriktiven Kurs einschlägt, wird allenfalls für die monetäre Basis bestätigt: Hier verringert sich der FPE, wenn die Verbraucherpreise als verzögerte Variable hinzugenommen werden. Abgesehen davon gibt es nur eine Kausalitätsbeziehung, und zwar zwischen den Importpreisen und der Geldmenge M2. Dies ist insofern wenig plausibel, da sich eine unmittelbare Reaktion der Zentralbank auf steigende Importpreise, wenn überhaupt, dann vor allem in der monetären Basis zeigen müßte und nicht bei dem erst relativ spät reagierenden Aggregat M2.

Alles in allem haben die Kausalitätstests keine Bestätigung der monetaristischen Inflationshypothese gebracht. Ein Grund dafür mag sein, daß es in dem Zeitraum 1962-1980 eine Episode gab, in der die Beziehung zwischen Geldmenge und Preisniveau massiv gestört war. So war 1974/75 ein deutlicher Anstieg der Geldmengenexpansion zu beobachten, dem keine entsprechende Bewegung bei der Inflationsrate folgte (2).

Auch für die Vereinigten Staaten existieren Kausalitätstests für diese Hypothese. Es gibt hier prima facie einen sehr engen Zusammenhang zwischen Geldmenge und Preisniveau: Sowohl der trendmäßige Anstieg

- (1) Wie aus der Tabelle weiter hervorgeht, sind die Importpreise von den Verbraucherpreisen unabhängig.
- (2) Zur möglichen Erklärung dieser Abweichung vgl. Gebert, Scheide [1980, S. 73 f.].

der Inflationsrate als auch deren Schwankungen lassen sich recht gut mit entsprechenden Bewegungen in der Geldmengenexpansion "erklären" [Scheide, 1982c]. Der durchschnittliche Lag beträgt ca. zwei Jahre, und es gibt keinen so offensichtlichen "Ausreißer" wie für die Bundesrepublik. Vor diesem Hintergrund ist es um so überraschender, daß das Preisniveau auch in den Vereinigten Staaten von der Geldmenge unabhängig ist (1). Dieses Ergebnis, das ebenfalls mit Kausalitätstests gewonnen wurde, entspricht dem hier vorliegenden Befund für die Bundesrepublik Deutschland.

Dieses Resultat könnte nahelegen, die monetaristische Inflationshypothese zu verwerfen. Allerdings ist es auch möglich, daß das Verfahren der Kausalitätstests für diese Fragestellung nicht adäquat ist. Dabei ist eventuell von Bedeutung, daß durch die Transformation der Zeitreihen zu stationären Reihen ein wichtiger Teil der Informationen verlorenggeht, weil die trendmäßige Entwicklung eliminiert wird. Denn gerade darauf stellt die monetaristische Hypothese ab. Sie behauptet nicht, daß jeder Anstoß von der Geldmenge zu einer gleichgerichteten Änderung beim Preisniveau führt, sondern daß es auf anhaltende Änderungen ankommt. Hingegen sind nach der monetaristischen Theorie bei Innovationen der Geldmenge durchaus Änderungen bei realen Variablen - z.B. des Realeinkommens - zu erwarten.

Dieses Problem ähnelt dem in vielen Untersuchungen beschriebenen Phänomen des "random walk with drift". Für die Preise z.B. am Aktien- oder Devisenmarkt wird nachgewiesen, daß sie weder durch vergangene Werte noch durch andere Variable prognostiziert werden können, wenn man den Trend (drift) ausschaltet. Über den Verlauf des Trends selbst gibt es möglicherweise verschiedene Hypothesen, die unter Umständen jedoch nicht im Rahmen der Kausalitätstests geprüft werden können (2).

e. Zusammenfassung der Ergebnisse

Die Kausalitätstests zeigen einen insgesamt recht hohen Erklärungswert der Geldmenge für die Größen des nominalen Einkommens; deutlich schwächer ausgeprägt ist die Beziehung zum realen Einkommen. Im folgenden Kapitel soll untersucht werden, ob der Verlauf des Realeinkommens besser erklärt werden kann, wenn man die Hypothese der rationalen Erwartungen unterstellt. Die Referenz dafür sind die Ergebnisse für den Zusammenhang zwischen der Geldmenge M1 und den realen Inlandsausgaben. Ein weiteres Ziel der Untersuchung in diesem Kapitel war, eine Reaktionsfunktion zu beschreiben, d.h., den Einfluß verschiedener gesamtwirtschaftlicher Größen auf die Geldmenge abzuschätzen. Zwar beeinflusst das Einkommen die Geldmenge zum Teil, und zwar auch mit

(1) Zu diesem Resultat kommen sowohl Feige, Pearce [1976] als auch Geweke [1980].

(2) Vergleichbar ist dieses Problem mit der schon erwähnten These des negativen Zusammenhangs zwischen Reallohn und Beschäftigung. Man kann der neoklassischen Theorie einmal nachgehen, indem man kurzfristige Schwankungen untersucht [wie z.B. Kirkpatrick, 1982]. Zum anderen kann man die Theorie aber auch als einen Zusammenhang interpretieren, der vor allem für die mittlere Frist gilt.

dem erwarteten negativen Vorzeichen. Allerdings bereitet die Interpretation hier einige Schwierigkeiten, da die untersuchten Geldmengengrößen unterschiedlich betroffen sind (1). Da die Geldmenge M_1 von den übrigen untersuchten Variablen nicht kausal beeinflusst wird, ist die Größe der "erwarteten Geldmenge" sinnvollerweise nur aus dem univariaten autoregressiven Prozeß für M_1 abzuleiten.

Das hier verwendete Verfahren der Kausalitätstests, das auf Arbeiten von Hsiao beruht, erweist sich insofern als zuverlässig, als es eher geeignet scheint, das optimale System von Gleichungen für eine, zwei oder drei Variable zu finden als alternative Prozeduren. Vor allem wird dadurch weniger Willkür geübt, daß Wirkungsverzögerungen, über die man a priori nichts weiß, nicht von vornherein festgelegt werden. Wird dennoch so vorgegangen, kann das - so wurde an einem Beispiel gezeigt - zu Fehlschlüssen bei Kausalitätstests führen. Um zu untersuchen, ob dieses Schema auch effizient ist in dem Sinne, daß es das absolut beste System findet (also das System, das beispielsweise in der Matrix mit 12×12 möglichen FPE-Werten (2) tatsächlich das Minimum des FPE aufweist), führt Hsiao [1981] einen "likelihood ratio test" durch. Er testet damit die identifizierten Systeme gegen alternative Lag-Kombinationen und kommt zu dem Ergebnis, daß sein Verfahren effizient ist (3). Man könnte alternativ alle möglichen Lag-Kombinationen testen und den minimalen FPE-Wert suchen. Bei Scheide [1982a] ergeben sich allenfalls marginale Abweichungen von dem optimalen System. Man darf daher annehmen, daß die hier angewendete Prozedur nicht nur den Rechenaufwand in vertretbaren Grenzen hält (parsimonious estimation), sondern auch hinsichtlich des optimalen Systems recht treffsicher ist.

-
- (1) Auch Walter [1979] erhält in ihrer Untersuchung für die Bundesrepublik wenig einheitliche Ergebnisse für den Zusammenhang zwischen Einkommen und Geldmenge.
 - (2) Angenommen, man untersucht im bivariaten Fall jedes System mit bis zu 12 Lags für beide Variablen.
 - (3) Der Erklärungswert des optimalen Systems läßt sich mit hoher Wahrscheinlichkeit nicht durch ein anderes System überbieten.

V. Geldpolitik und Realeinkommen: Tests verschiedener Hypothesen aus der Theorie rationaler Erwartungen

Die Effekte der Geldpolitik auf Realeinkommen und Preisniveau sind nach der monetaristischen Theorie nicht eindeutig bestimmbar, weil sowohl die Wirkungsverzögerungen als auch die Elastizitäten variabel sind. Die in Kapitel III beschriebenen Modelle mit rationalen Erwartungen können möglicherweise erklären, warum die realen und nominalen Effekte monetärer Impulse variieren. Die Wirkungen der Geldpolitik im Zeitablauf sind vor allem abhängig von - je nach Modell unterschiedlich definierten - Varianzgrößen (Varianz der Geldpolitik, des Preisniveaus, der relativen Preise, der transitorischen und permanenten Komponenten der Geldmengenänderung) bzw. davon, wie sich die tatsächliche im Vergleich zur erwarteten Geldpolitik verhält.

Ziel der empirischen Analyse in diesem Kapitel ist, operationale Definitionen für statistische Tests zu konstruieren, damit die Hypothese rationaler Erwartungen überprüft werden kann. Es soll getestet werden, ob und in welchem Ausmaß sich die Erklärung der realen Inlandsausgaben verbessern läßt, die nur die tatsächliche (also die "unbehandelte") Geldmenge M_1 berücksichtigt (Kapitel IV). Die Hypothesen hierfür sind aus den in Kapitel III beschriebenen Modellen abgeleitet und werden zu Beginn jedes der folgenden Abschnitte formuliert. Einige dieser Thesen wurden schon in ähnlicher Form für andere Länder getestet und größtenteils bestätigt (vgl. Kapitel III); einige Thesen sind hingegen neu formuliert. Auch unterscheiden sich die Prüfmethode weitgehend von vergleichbaren Studien, und zwar insbesondere dadurch, daß hier vor allem Kausalitätstests verwendet werden. Zusätzlich werden aber auch Analysen mit Hilfe von Zyklenvergleichen und üblichen Regressionsgleichungen durchgeführt.

Im einzelnen wird geprüft, ob

- eine steigende Variabilität der Geldpolitik den realen Effekt einer zusätzlichen (einprozentigen) Ausdehnung der Geldmenge dämpft (Lucas-Hypothese),
- die unerwartete Änderung der Geldmenge die Zyklen des Realeinkommens besser erklärt als die tatsächliche Änderung (Barro-Hypothese),
- ein Wechsel des "policy regime" für die Erklärung von Einkommenschwankungen relevant ist (Sargent-Hypothese).

Abschließend werden einige Anhaltspunkte für die Relevanz des Modells von Brunner, Cukierman und Meltzer diskutiert,

1. Zur Lucas-Hypothese der Variabilität der Geldpolitik

Die in Kapitel III beschriebene Lucas-Hypothese ist bisher in internationalen Querschnittsvergleichen getestet worden (1). Aus diesen Analysen wurde gefolgert, daß Länder mit hoher Variabilität der nominalen Nach-

(1) Vgl. die Arbeiten von Lucas [1973] und Alberro [1981].

frage einen signifikant niedrigeren Trade-off der Phillips-Kurve aufweisen 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 (1) gegeben, die einen solchen Test zulassen?

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 um so niedriger, je höher die Varianz der Geldpolitik ist. Diese These soll zunächst anhand von Zyklenvergleichen geprüft werden.

Zu diesem Zweck wird die Entwicklung der realen Inlandsausgaben der Bundesrepublik in Aufschwungs- und Abschwungsphasen eingeteilt; errechnet wird die Differenz der Zuwachsraten (im Vorjahresvergleich) vom Quartal des unteren und oberen Wendepunktes (der Vorjahresvergleich 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 Phasen (sechs Abschwünge, fünf Aufschwünge) von unterschiedlicher Länge finden. Diesen werden entsprechende Phasen der Geldmengenentwicklung mit einem Lead von zwei Quartalen zugeordnet, die jeweils die gleiche Länge aufweisen (2). Die so vorgenommene Einteilung in Phasen unterschiedlicher konjunktureller Entwicklung ist in Tabelle 7 wiedergegeben.

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 soll im folgenden definiert und berechnet werden. Es ist a priori nicht klar, über welchen Zeitraum sie bestimmt werden soll, weil man nicht weiß, wie viele Beobachtungen der Vergangenheit die Entscheidung der Wirtschaftssubjekte beeinflussen. Die Wahl fällt hier auf acht Quartale, so daß die Varianz V definiert ist durch:

$$[62] \quad V_t = \frac{1}{7} \cdot \sum_{i=0}^7 (\hat{M}_{t-i} - \hat{M}_t)^2$$

wobei \hat{M}_t der Vorjahresvergleich der Geldmenge M_1 in der Periode t ist

-
- (1) Unter nominalen Impulsen werden Änderungen der Geldpolitik verstanden. Dies ist also die Lucas-Hypothese, wie sie von Barro [1976] formuliert wurde.
 - (2) 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.

Tabelle 7 - Zyklen für die Geldmenge M1 und die reale Inlandsnachfrage 1961-1980(a)

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

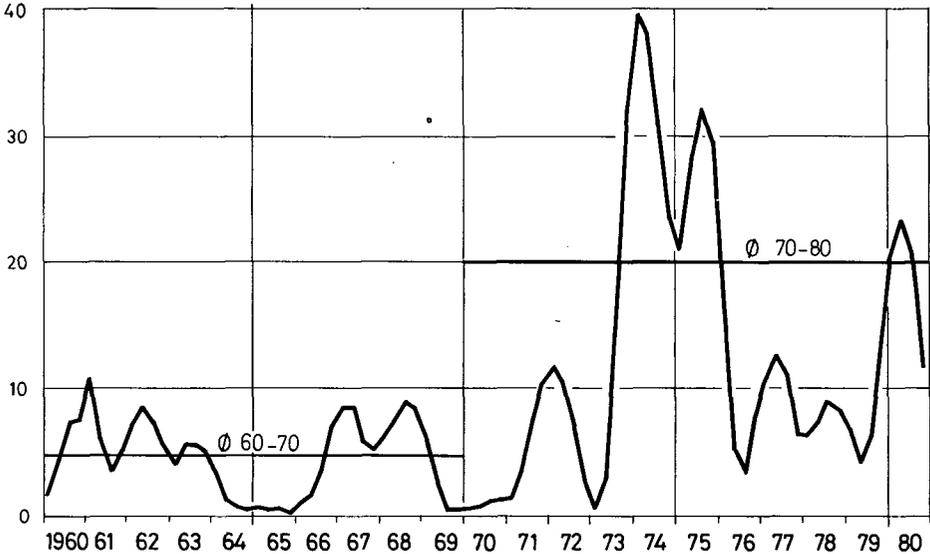
(a) Gemessen als Veränderung gegenüber dem Vorjahr in vH. - (b) Differenz zwischen der Zuwachsrate des Anfangs- und Endquartals der jeweiligen Periode. - (c) Definiert als Quotient aus den jeweiligen Differenzen für dieselbe Periode.

und \hat{M}_t die durchschnittliche Zuwachsrate der jeweiligen acht Quartale (1). Die Wahl von acht Quartalen ist in gewisser Weise willkürlich. Aber es soll vermieden werden, daß zu viele Daten verlorengehen (2). Der wichtigste Grund für diese Wahl ist jedoch, daß der univariate autoregressive Prozeß für die Geldmenge M1 das Optimum ungefähr bei dem Lag von acht Quartalen aufweist, ein Argument dafür, daß dies in etwa der Zeithorizont zu sein scheint, der für die Erwartungen der Wirtschaftssubjekte eine Rolle spielt (3).

Für die so gemessene Varianz ergibt sich die in Schaubild 3 gezeigte Entwicklung im Zeitablauf. Das Bild läßt erkennen, daß die Varianz der Geldpolitik in den siebziger Jahren weitaus größer war als zuvor (4). Sie weist ferner dem Zyklus entsprechende Bewegungen auf.

- (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, so daß das Ergebnis nicht wesentlich verändert würde.
- (3) In Kapitel IV hatte sich bei den Kausalitätstests gezeigt, daß sich die Geldmengenentwicklung am besten als univariater autoregressiver Prozeß abbilden läßt. Je nach Schätzzeitraum ergibt sich das Optimum, wenn Werte mit 6 bis 12 Verzögerungen berücksichtigt werden. Bei diesen Regressionen wurde der Schätzzeitraum gegenüber dem in Kapitel IV (1964/I-1980/IV) erweitert, um die Varianzgröße schon für 1960 zur Verfügung zu haben. Dies erklärt die Abweichung bei der optimalen Lag-Struktur im univariaten autoregressiven Prozeß.
- (4) Die Einteilung in zwei Dekaden ist nur der Anschaulichkeit halber gewählt.

Schaubild 3 - Die Varianz der Geldmengenexpansion V - 1960-1980

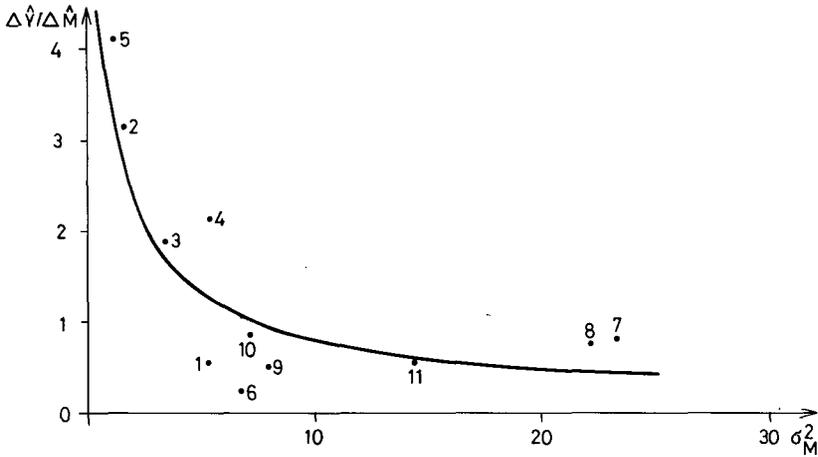


Der nächste Schritt ist die Gegenüberstellung der in Tabelle 7 errechneten Koeffizienten mit den durchschnittlichen Werten für die Varianz der gleichen Zeit. Der Zusammenhang erscheint in Schaubild 4. Die Korrelation zwischen dem realen Effekt der Geldpolitik - gemessen am Koeffizienten $\hat{\Delta Y}/\hat{\Delta M}$ laut Tabelle 7 - und der Varianz der Geldpolitik V der gleichen Zeit 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 deshalb weniger mit ihrer Produktion reagieren. Die Geldpolitik hat so gesehen in den siebziger Jahren gegenüber der vorausgegangenen Dekade an Effizienz verloren oder anders ausgedrückt: In den siebziger Jahren gelang es immer weniger, die Geldillusion auszubeuten.

Ist die in Schaubild 4 abgebildete Kurve stabil in dem Sinne, daß sie auch bei zukünftigen Variationen der Geldpolitik gilt? Wenn dies so wäre, könnte man - nach der sehr geringen Effizienz der Geldpolitik in den siebziger Jahren - die Geldpolitik dadurch sehr effizient gestalten, daß man die Geldmenge für einige Zeit mit möglichst konstanter Rate aus-

(1) Die Schätzung der Regressionkoeffizienten einer Kurve vom Typ $y = ax^{-b}$ 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. Auffallend ist, daß die Kurve für die ersten fünf Phasen (sechziger Jahre) negativ geneigt ist, für die Phasen 6 bis 11 (siebziger Jahre), der Zeit hoher Variabilität der Geldpolitik, aber nahezu parallel zur Abszisse verläuft.

Schaubild 4 - Realer Effekt und Varianz der Geldpolitik(a)



(a) Die Ziffern 1-11 entsprechen den Phasen laut Tabelle 7.

dehnt - mithin die Varianz nahe Null wäre - und darauf kräftig ausweitet. An einer solchen Interpretation als Handlungsanweisung sind jedoch Zweifel angebracht: Zwar mag es sein, daß sich nach einer Phase der stabileren Geldpolitik kurzfristig wieder Geldillusion ausbeuten läßt. Doch dürfte für den potentiellen Überraschungseffekt auch eine Rolle spielen, wie sich die Geldpolitik über einen längeren Zeitraum in der Vergangenheit entwickelt hat. Wenn in der hier durchgeführten Analyse die letzten zwei Jahre als relevant angenommen wurden, geschah dies vor allem aus Gründen der Operationalität. Die Hypothese rationaler Erwartungen impliziert jedoch auch, daß die Wirtschaftssubjekte alle Zyklen der Vergangenheit berücksichtigen, wenn auch möglicherweise unterschiedlich gewichten. Die Erfahrung mit Zyklen läßt sich aber kaum so genau in Zahlen umsetzen, daß man sie in einem empirischen Test berücksichtigen könnte. Die Konsequenz einer Fortsetzung der zyklischen Geldpolitik müßte nach der Hypothese rationaler Erwartungen eigentlich sein, daß sich die Kurve nach und nach in den ungünstigeren Bereich verschiebt, die realen Effekte bei gleicher Variabilität der Geldpolitik also immer geringer werden. Diese Hypothese läßt sich allerdings wegen der geringen Zahl der Beobachtungen noch nicht überprüfen.

Ein anderes damit verbundenes Problem ist, daß die Effizienz der Geldpolitik, wie sie hier definiert ist, auch von der Höhe der Inflationsrate abhängig sein kann. Beispielsweise kann die Varianz der Geldpolitik theoretisch nahe Null liegen, gleichgültig, ob der durchschnittliche Preisanstieg bei 20 vH (Land A) oder 2 vH (Land B) liegt. Man würde aber, wenn man die Hypothese rationaler Erwartungen akzeptiert, vermuten, daß eine zusätzliche Ausdehnung der Geldmenge um 1 vH in Land B kurzfristig einen größeren realen Effekt hat als in Land A (1). Begründen ließe sich dies mit einer ausgeprägten Inflationsmentalität im

(1) Dies ist das Resultat der empirischen Analyse von Leiderman [1979].

Land A bzw. damit, daß es sich hier mehr lohnt, Informationen über die aktuelle Geldpolitik zu erlangen als in dem Land mit niedriger Inflationsrate.

b. Analyse mit 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? Die Lucas-Hypothese läßt sich in der Terminologie der Tests auf Granger-Kausalität 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 reale Inlandsausgaben IVR, Geldmenge M1 und Varianz der Geldmenge V wurde das in Kapitel IV beschriebene Schema der Kausalitätstests durchgeführt (Tabelle 8) (1). In der ersten Gruppe

Tabelle 8 - Ergebnisse der Kausalitätstests für die reale Inlandsnachfrage IVR, die Geldmenge M1 und die Varianz der Geldmenge V - 1964/I-1980/IV

Nr.	Kontrollierte Variable (a)	Erste erklärende Variable (b)	Manipulierte Variable (optimaler Lag)	Vorzeichen der Koeffizienten(c)	FPE (d)	F-Test für manipulierte Variable (e)	Q(f)
1	IVR (1-11)	-	-	-	275	-	82,7
2	IVR (1-11)	-	M1 (3)	+	264	2,25 (3,46)	72,0
3	IVR (1-11)	-	V (3)	-	248	3,43 (3,46)	46,2
4	IVR (1-11)	M1 (3)	V (3)	-	244	2,83 (3,43)	31,0
5	IVR (1-11)	V (3)	M1 (2)	+	237	2,57 (2,44)	30,1
6	M1 (1-12)	-	-	-	185	-	97,9
7	M1 (1-12)	-	IVR(1)	-	191	0,12 (1,47)	98,1
8	M1 (1-12)	-	V (5)	+	183	1,69 (5,43)	95,4
9	M1 (1-12)	IVR(1)	V (5)	+	189	1,67 (5,42)	95,5
10	V (1-5)	-	-	-	488	-	99,6
11	V (1-5)	-	IVR(1)	-	502	0,07 (1,54)	99,6
12	V (1-5)	-	M1 (3)	-	474	2,23 (3,52)	99,4
13	V (1-5)	M1 (3)	IVR(1)	-	489	0,01 (1,54)	99,4

(a) In Klammern die Zahl der optimalen Lags des univariaten autoregressiven Prozesses. - (b) Im dreidimensionalen System die Variable, deren Lags konstant gehalten werden. - (c) Für den Block der manipulierten Variablen. - (d) Dimension: Angegebene Zahl dividiert durch 10^6 (für IVR und M1) bzw. durch 10^3 (für V). - (e) In Klammern die Zahl der Freiheitsgrade. Der F-Wert bezieht sich jeweils auf die manipulierte Variable. - (f) Marginales Signifikanzniveau.

(1) Analog zu dem Vorgehen in Kapitel IV werden auch hier die transformierten Daten verwendet und die Gleichungen - wie im Anhang, S. 124 f., beschrieben - geschätzt.

der Gleichungen, bei der die reale Inlandsnachfrage die kontrollierte Variable ist, wurden der Anschaulichkeit halber nochmals die Resultate der Voruntersuchung genannt (Gleichungen [1] und [2]). Als nächstes wurde der alleinige Einfluß der Varianz der Geldpolitik geschätzt (Gleichung [3]). Es zeigt sich eine strenge Kausalität mit dem erwarteten negativen Vorzeichen, der FPE wurde gegenüber Gleichung [1] deutlich verringert; das Signifikanzniveau beträgt 95 vH. Dieses Ergebnis wird nochmals verbessert, wenn zusätzlich die Geldmenge M1 berücksichtigt wird. Als das beste dreidimensionale System für IVR, M1, V erweist sich die Lag-Kombination (1,2,3), in Gleichung [5] ist der FPE am niedrigsten (1).

Die übrigen Tests zeigen, daß innerhalb der untersuchten Informationsmenge erwartungsgemäß ein bikausaler Zusammenhang zwischen der Geldmenge M1 und der Varianz V besteht, daß beide Größen hingegen - wie aus den Gleichungen [7] und [11] hervorgeht - unabhängig von den realen Inlandsausgaben sind.

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 erklären, und verringert den Prognosefehler. Die Varianz ist also Granger-kausal in bezug auf die realen Inlandsausgaben.

2. Zur Barro-Hypothese des monetären Schocks

a. Erwartungsbildung nach konstantem Muster

Es soll untersucht werden, ob die Hypothese, daß nur unerwartete Geldmengenänderungen das Realeinkommen beeinflussen, mit den Daten für die Bundesrepublik vereinbar ist. Für diese Fragestellung muß definiert werden, was die erwartete Geldpolitik ist. Damit diese Definition nicht ad hoc getroffen wird, sind folgende Überlegungen anzustellen. Es zeigt sich bei den in Kapitel IV durchgeführten Kausalitätstests, daß die Geldmenge M1 eine exogene Variable ist: Zwar beeinflußt sie Einkommensgrößen, ist aber von letzteren (ebenso wie von den geprüften Preisvariablen) unabhängig. Betrachtet man diese Informationsmengen, so ist der Verlauf der Geldmenge am besten abgebildet, wenn man ihn als univariaten autoregressiven Prozeß schätzt. Die Geldmenge M1 wird daher in Abhängigkeit von acht verzögerten Werten geschätzt (Autoregression achter Ordnung). Unter der Annahme, daß die Wirtschaftseinheiten ihre Erwartungen für die Geldmenge rational bilden - also in Kenntnis dieser Funktion -, stellt das Residuum dieser Schätzgleichung die Größe "unerwartete Geldmenge" (=MU1) dar. Diese Residuen, also die Erwartungsfehler bzw. Schocks, weisen Eigenschaften auf, die in der Theorie der rationa-

(1) Die Q-Statistik weist für die Gleichungen [4] und [5] relativ niedrige Werte auf. Dieses 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.

len Erwartungen 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. dadurch bestätigt, daß die verzögerten Werte für MU1 keinen Einfluß auf die Variable in der Periode t haben.

Der Test der Hypothese rationaler Erwartungen erfolgt nach dem üblichen Schema der Kausalitätstests: Die realen Inlandsausgaben werden in Abhängigkeit von eigenen Verzögerungen und variierenden Verzögerungen der Größe MU1 geschätzt. Die Ergebnisse sind im oberen Teil der Tabelle 9 zusammengefaßt. Dieser Test zeigt, daß die Größe des Geldmengenschocks MU1 die Entwicklung der Inlandsausgaben deutlich besser erklärt als die tatsächliche Geldmenge: Der FPE sinkt deutlich - 240 gegenüber 264 für die tatsächliche Geldmenge gemäß Gleichung [2] in Tabelle 8 -, das Signifikanzniveau liegt mit etwa 99 vH erheblich über dem für die Geldmenge M1 (etwa 90 vH). Das Ergebnis ist somit kompatibel mit der Hypothese, daß zyklische Schwankungen des Realeinkommens (hier: reale Inlandsausgaben) besser durch die unerwartete als durch die tatsächliche Geldmengenänderung erklärt werden (1).

Tabelle 9 - Ergebnisse der Kausalitätstests für die reale Inlandsnachfrage IVR und die unerwartete Geldmenge MU1 bzw. MU2 1964/I-1980/IV

Kontrollierte Variable(a)	Manipulierte Variable (optimaler Lag)	Vorzeichen der Koeffizienten (b)	FPE(c)	F-Test für manipulierte Variable(d)	Q(e)
IVR (1-11)	-		275	-	82,7
IVR (1-11)	MU1 (2)	+	240	5,30 (2,47)	83,9
MU1 (1)	-		172	-	55,3
MU1 (1)	IVR (1)	+	177	0,20 (1,58)	52,6
IVR (1-11)	MU2 (3)	+	246	3,54 (3,46)	85,6
MU2 (1)	-		119	-	6,7
MU2 (1)	IVR (1)	+	122	0,29 (1,58)	7,6

(a) In Klammern die Zahl der optimalen Lags des univariaten autoregressiven Prozesses. - (b) Für den Block der manipulierten Variablen. - (c) Dimension: Angegebene Zahl dividiert durch 10^6 . - (d) In Klammern die Zahl der Freiheitsgrade. - (e) Marginales Signifikanzniveau.

Bei der Prüfung der Kausalität in der umgekehrten Richtung zeigt sich, daß die hier definierte Variable des geldpolitischen Schocks von der realen Inlandsverwendung unabhängig ist. Dies entspricht der Hypothese.

(1) Es muß noch erwähnt werden, daß die meisten Untersuchungen über den Einfluß des monetären Schocks auch die kontemporäre Variable berücksichtigen, die häufig sogar hochsignifikant ist. Wegen des Prinzips der Kausalitätstests ist das hier jedoch nicht möglich (vgl. S. 66 ff.).

b. Erwartungsbildung auf der Basis der jeweils vorhandenen Informationen

Der oben durchgeführte Test ging von der strengen Annahme aus, daß die Wirtschaftssubjekte ihre Erwartungen nach einem konstanten Muster bilden, das bereits zu Beginn der Schätzperiode feststeht. Denn die Residuen ergeben sich aus einer einzigen Regressionsgleichung für den Zeitraum bis 1980. Gegen diese Annahme könnte man einwenden, daß die Lag-Struktur nicht für den gesamten Zeitraum konstant ist - wie hier angenommen mit 8 Lags -, sondern variiert. Wollte man dies korrigieren, wäre ein erheblicher Rechenaufwand nötig, da bei jeder Zunahme einer Beobachtung jeweils die Lags variiert werden müßten (1). Ein weiterer Einwand wäre, daß die Wirtschaftssubjekte beispielsweise im Jahr 1965 noch nicht die Koeffizienten für die geschätzte Gleichung (also die vergangenen Werte der Geldmenge) kennen können, die sich für den Schätzzeitraum bis 1980 ergeben (2).

Um diesem Einwand zu entsprechen, wird jetzt anders vorgegangen: Für die Schätzung der erwarteten Geldmenge werden immer nur diejenigen Informationen verwendet, die zu einem bestimmten Zeitpunkt vorhanden sind. Mit jeder neu hinzukommenden Beobachtung für ein Quartal wird die Regression erneut geschätzt; das Residuum für das entsprechende Quartal ist dann die unerwartete Komponente. Auf diese Weise wird schrittweise eine neue Zeitreihe konstruiert, die dann als unerwartete Geldmenge verwendet wird.

Ausgangspunkt ist die folgende Regressionsgleichung (3):

$$[63] \quad M1_t = c + a_1 S_1 + a_2 S_2 + a_3 S_3 + \sum_{i=1}^8 b_i M1_{t-i}$$

wobei S_1 , S_2 und S_3 Saisondummies sind. Diese Gleichung wird zunächst für den Zeitraum 1957/III-1963/I geschätzt, die Residuen dieser Regression bilden den Anfang der neuen Zeitreihe. Wenn eine weitere Beobachtung hinzukommt, erfolgt erneut die Schätzung (für den Zeitraum 1957/III-1963/II), wobei sich die Koeffizienten, die die Gewichtung vergangener Geldmengendaten repräsentieren, möglicherweise ändern. Der Wert des Residuums für 1963/II wird zu der zuvor generierten Reihe hinzugefügt. Schritt für Schritt erfolgt auf diese Weise die Ergänzung (4), bis die neue Zeitreihe (=MU2) vollständig ist (5). Diese Variable wird (wie zuvor die Größe MU1) für die Kausalitätstests verwendet, mit denen die Entwicklung der realen Inlandsnachfrage erklärt werden soll. Die Ergebnisse sind im unteren Teil der Tabelle 9 zusammengefaßt.

(1) Das Residuum der Regression mit optimaler Lag-Struktur würde dann zur Beobachtungsreihe "unerwartete Geldmenge" hinzugefügt.

(2) Vgl. auch die Kritik an der Reaktionsfunktion, die Barro verwendet (Kapitel III, S. 43 f.).

(3) Es handelt sich auch hier um die zweiten Differenzen der Logarithmen für die Geldmenge M1.

(4) Also bis zur Regression für 1957/III-1980/IV.

(5) Die Reihe entspricht der Stationaritätsbedingung, so daß die Kausalitätstests durchgeführt werden können.

Der Test zeigt, daß sich auch für diese Größe der "unerwarteten Geldmenge" ein hochsignifikanter (1), positiver Einfluß auf die reale Inlandsnachfrage ergibt, MU2 ist kausal zu IVR. Der Erklärungswert liegt auch hier deutlich über jenem Wert, der sich ergibt, wenn nur die tatsächliche Geldmenge M1 einbezogen wird; allerdings erklärt die Zeitreihe MU2 nicht so viel wie die zuvor verwendete Zeitreihe MU1 des monetären Schocks (der FPE beträgt 246 im Vergleich zu 240).

Bei dem Test auf Kausalität in umgekehrter Richtung zeigt sich, daß diese Größe des monetären Schocks ebenfalls exogen ist, das heißt, daß sie von der realen Inlandsnachfrage nicht beeinflußt wird.

c. Test auf Neutralität der erwarteten Geldmenge

Die Hypothese rationaler Erwartungen besagt, daß nur unerwartete geldpolitische Impulse reale Effekte haben, die erwartete Geldmenge also keinen Einfluß hat. Bisher wurde nur der erste Teil dieser Aussage untersucht. Der Gegenteil, der die erwartete Geldmenge einbezieht, steht noch aus. Die positive und die negative Aussage kann man auch zusammengefaßt prüfen (2). Entsprechend der gewählten Definition ist die unerwartete Geldmenge (=MU1) repräsentiert durch die Residuen der Schätzgleichung für die Geldmenge M1 - in Abhängigkeit von acht verzögerten Werten -, die erwartete Geldmenge (=ME1) dementsprechend durch die Zeitreihe der geschätzten Geldmenge. Der Einfluß dieser beiden Größen auf die realen Inlandsausgaben IVR wird nun getestet.

Die Hypothese lautet, daß in der Gleichung

$$[64] \quad IVR_t = \dots + \sum_i a_i MU1_{t-i} + \sum_j b_j ME1_{t-j}$$

die Koeffizienten a_i als Block signifikant positiv sind, während die Koeffizienten b_j insgesamt nicht signifikant von Null verschieden sind.

Dabei wird analog zu den oben durchgeführten Kausalitätstests vorgegangen (3). Aus Tabelle 10 geht hervor, daß die so definierte erwartete Geldmenge keinen Erklärungswert hat, wenn sie allein berücksichtigt wird; der FPE nimmt gegenüber dem Wert, der sich aus dem univariaten autoregressiven Prozeß für IVR ergibt, nicht ab. Ein geringfügiger Einfluß ist im dreidimensionalen Fall festzustellen, bei dem der Test auf Rationalität und Neutralität gleichzeitig erfolgt (4). Insgesamt kann die Hypothese der rationalen Erwartungen nicht abgelehnt werden, die Neutralitätshypothese kann mit hoher Wahrscheinlichkeit nicht verworfen werden.

(1) Die Irrtumswahrscheinlichkeit beträgt rund 2,5 vH.

(2) Einen solchen Ansatz wählen z.B. Hoffman, Schlagenhauf [1982] in einem Test für sechs Länder, allerdings mit anderen Verfahren.

(3) Von Interesse ist hier vor allem die Erklärung der realen Inlandsausgaben. Von der Prüfung der Kausalität in umgekehrter Richtung wird daher abgesehen.

(4) Das Signifikanzniveau für den Einfluß von ME1 liegt allerdings deutlich unter 90 vH.

Tabelle 10 - Der Einfluß der unerwarteten und erwarteten Geldmenge (MU1 und ME1) auf die reale Inlandsnachfrage 1964/I-1980/IV

Kontrollierte Variable (a)	Erste erklärende Variable (b)	Manipulierte Variable (optimaler Lag)	Vorzeichen der Koeffizienten (c)	FPE (d)	F-Test für manipulierte Variable (e)	Q (f)
IVR (1-11)	-	-		275	-	82,7
IVR (1-11)	-	MU1 (2)	+	240	5,30 (2,47)	83,9
IVR (1-11)	-	ME1 (1)	-	280	0,69 (1,48)	72,7
IVR (1-11)	MU1 (2)	ME1 (1)	+	237	1,98 (1,46)	87,4

(a) In Klammern die Zahl der optimalen Lags des univariaten autoregressiven Prozesses. - (b) Im dreidimensionalen System die Variable, deren Lags konstant gehalten werden. - (c) Für den Block der manipulierten Variablen. - (d) Dimension: Angegebene Zahl dividiert durch 10^6 . - (e) In Klammern die Zahl der Freiheitsgrade. Der F-Wert bezieht sich jeweils auf die manipulierte Variable. - (f) Marginales Signifikanzniveau.

3. Zur Sargent-Hypothese einer sich ändernden Reaktionsfunktion der Zentralbank

Der Ansatz von Sargent [1976b] behandelt die Frage, ob der Zusammenhang zwischen dem geldpolitischen Impuls und dem Realeinkommen im Zeitablauf stabil ist (vgl. Abschnitt III.3). In seiner Analyse geht er zunächst davon aus, daß die Geldmenge eine exogene Variable ist. In der vorangegangenen Untersuchung für die Bundesrepublik wurde beschrieben, daß diese Eigenschaft für die Geldmenge M1 offenbar zutrifft. Denn die Prognose von M1 verbessert sich nicht, wenn man zusätzlich zu den Geldmengendaten der Vergangenheit verzögerte Werte z.B. der realen Inlandsausgaben oder des Preisniveaus berücksichtigt. Hingegen besteht eine Kausalitätsbeziehung in umgekehrter Richtung.

Sargent beschreibt das mögliche Vorgehen einer wirtschaftspolitischen Instanz, die sich zum Ziel gesetzt hat, Schwankungen des Realeinkommens zu mindern. Sie könnte sich in der Geldpolitik von der jeweiligen konjunkturellen Situation leiten lassen, so daß eine Reaktionsfunktion entsteht, die endogene Elemente hat. Die aus der keynesianischen Theorie der Wirtschaftspolitik abgeleitete Hypothese besagt, daß das Realeinkommen weniger schwankt, wenn die Geldpolitik antizyklisch ausgerichtet ist. Diese Hypothese kann allerdings - wie Sargent [1976b] beschreibt - nur bestätigt werden, wenn der Zusammenhang zwischen der tatsächlichen Geldmenge und dem Realeinkommen auch dann stabil ist, wenn sich das "policy regime" ändert, sich also die Koeffizienten der Reaktionsfunktion ändern. Die Hypothese rationaler Erwartungen bestreitet diese Stabilität; sie behauptet vielmehr, daß nur die Koeffizienten der unerwarteten Geldmenge im Zeitablauf konstant sind.

Der oben beschriebene Ansatz von Neftçi und Sargent (Kapitel III, S. 51 ff.), der Aufschluß darüber geben kann, welche der beiden Hypothesen

richtig ist, soll auf die Bundesrepublik angewendet werden. Die vorhandenen Daten reichen allerdings nur aus, die Periode von 1960 bis 1980 zu untersuchen (1). Die Geldmenge M_1 und die realen Inlandsausgaben (jeweils Vierteljahreswerte in logarithmierter Form) werden zunächst - analog zum Vorgehen bei Neftci, Sargent - um trend- und saisonbedingte Einflüsse bereinigt. Die Residuen ΔM und ΔIVR sind die Ausgangsdaten für die nachfolgenden Tests (2).

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

$$[65] \quad \Delta M_t = c + \sum_{i=1}^3 a_i \Delta M_{t-i} + \sum_{i=1}^3 b_i \Delta IVR_{t-i} + u_t$$

Die Geldmenge der Periode t wird durch die letzten drei Vorperioden der Variablen ΔM und ΔIVR bestimmt (3), das Vorzeichen von b_i sollte negativ sein (antizyklische Intention). Die Schätzung wird für die Gesamtperiode (1961/I-1980/IV) sowie für die beiden Teilperioden 1961/I-1970/IV und 1971/I-1980/IV durchgeführt, um die Stabilität der Gleichung zu testen. Wenn diese stabil ist, müssen die Koeffizienten c , a_1 , a_2 , a_3 , b_1 , b_2 , b_3 in beiden Perioden gleich sein (Nullhypothese). Als Prüfmethode wird der Chow-Test (spezielle Form des F-Tests) verwendet [Maddala 1977, S. 197 f.]. Zur Berechnung des F-Wertes benötigt man die Summe der quadrierten Residuen aus den beiden Teilperioden und der Gesamtperiode. Ist der errechnete F-Wert - mit den entsprechenden Freiheitsgraden - höher als der theoretische Wert der F-Tabelle, wird die Hypothese der Stabilität der Koeffizienten mit entsprechender Irrtumswahrscheinlichkeit abgelehnt.

Das Ergebnis des Tests ist: Die Hypothese, daß die in Gleichung [65] formulierte Reaktionsfunktion konstant war, kann man mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 vH ablehnen (4). Somit ist die Voraussetzung

-
- (1) Bei Neftci, Sargent [1978] wurden Daten für 1920-1940 und 1949-1974 verwendet, so daß der Test zweimal durchgeführt werden konnte (jeweils zwei Teilperioden).
 - (2) ΔM und ΔIVR sind prozentuale Abweichungen vom Trend; sie haben somit eine andere Dimension als die Variablen, die bei den Kausalitätstests verwendet wurden.
 - (3) Es wurden einige Alternativen mit ähnlich großen Wirkungsverzögerungen getestet. Von den untersuchten Gleichungen zeigte Gleichung [65] noch die besten Ergebnisse. Da die Zahl der Daten eng begrenzt ist, können nicht allzu große Wirkungsverzögerungen einbezogen werden. 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 wenig anspruchsvoll "a little bit of evidence...".
 - (4) Der kalkulierte F-Wert ist $F_{7,66} = 1,81$. Es ist hier unerheblich, aus welchen Gründen sich die Reaktionsfunktion geändert hat. Man muß aber die Änderung als solche berücksichtigen, weil die Hypothese rationaler Erwartungen impliziert, daß die Wirtschaftssubjekte den Wechsel bemerken. Berücksichtigt man dies nicht, werden die Residuen in den einzelnen Teilperioden systematisch über- bzw. unter-

für die Anwendbarkeit des Neftçi-Sargent-Tests erfüllt, da offensichtlich ein Wechsel im "policy regime" vorliegt (vgl. Abschnitt III.3).

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

$$[66] \quad \Delta IVR_t = g + \sum_{i=1}^3 h_i \Delta IVR_{t-i} + \sum_{j=0}^3 k_j \Delta M_{t-j} + \epsilon_t$$

$$[67] \quad \Delta IVR_t = l + \sum_{i=1}^3 m_i \Delta IVR_{t-i} + \sum_{j=0}^3 n_j (\Delta M_{t-j} - E_{t-j-1} \Delta M_{t-j}) + \rho_t$$

Gleichung [66] postuliert den Einfluß der tatsächlichen Geldmenge (und verzögerter Werte der endogenen Variablen) auf die reale Inlandsnachfrage, wobei die Konstanz der Parameter g , h_i und k_j unterstellt wird.

In Gleichung [67] ist die Hypothese rationaler Erwartungen formuliert; sie stellt auf die unerwarteten Änderungen der Geldmenge ab und behauptet die Konstanz von l , m_i und n_j . Der Operator E soll bedeuten, daß die Erwartungen bezüglich der Geldmenge in Kenntnis des geltenden "policy regime" gemäß Gleichung [65] gebildet werden. Um zu testen, ob die Gleichung [66] im Zeitablauf stabil ist, wird sie für die beiden Teilperioden 1962/I-1970/IV und 1971/I-1980/IV sowie für den gesamten Zeitraum 1962/I-1980/IV geschätzt. Die Regressionsergebnisse sind in Tabelle 11 enthalten.

Tabelle 11 - Ergebnisse des Tests auf Konstanz der Parameter - Keynesianische Hypothese

$$\Delta IVR_t = g + \sum_{i=1}^3 h_i \Delta IVR_{t-i} + \sum_{j=0}^3 k_j \Delta M_{t-j} + \epsilon_t$$

Zeitraum	g	Koeffizienten $\sum h_i$	$\sum k_j$	F-Wert für ΔM -Einfluß	\bar{R}^2	D.W.
62/I-70/IV	0,011	1,078	-0,168	5,89	0,77	2,36
71/I-80/IV	-0,007	1,059	0,220	3,81	0,86	2,55
62/I-80/IV	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: $F_{8,60} = 2,82$.

schätzt. Die Prognosefehler der Wirtschaftssubjekte sollen - so die Hypothese rationaler Erwartungen - in beiden Perioden den Erwartungswert Null haben.

Das Signifikanzniveau der Koeffizienten des Geldmengeneinflusses ist in den Teilperioden 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 Teilperiode eindeutig positiv. Dieser unterschiedliche Erklärungswert mag auf einen Strukturbruch hinweisen. Die Anwendung des Chow-Tests ergibt in der Tat eine Ablehnung der Stabilität: Die Nullhypothese, daß die in der Gleichung [66] enthaltenen Koeffizienten im Zeitablauf konstant sind, kann mit einer Wahrscheinlichkeit von über 99 vH abgelehnt werden. Dies spricht gegen die These, daß die antizyklische Geldpolitik erfolgreich ist.

Die Stabilität der Alternativhypothese [67], nach der eine antizyklisch intendierte Politik ihr Ziel nicht erreicht, wird nach demselben Schema geprüft. Der geldpolitische Impuls ΔMU wird definiert als das jeweilige Residuum aus der Reaktionsfunktion [65] in den Teilperioden, wir unterstellen also rationale Erwartungen.

Tabelle 12 - Ergebnisse des Tests auf Konstanz der Parameter - Hypothese rationaler Erwartungen

$$\Delta IVR_t = 1 + \sum_{i=1}^3 m_i \Delta IVR_{t-i} + \sum_{j=0}^3 n_j \Delta MU_{t-j} + \rho_t$$

Zeitraum	Koeffizienten			F-Wert für ΔMU -Einfluß	\bar{R}^2	D.W.
	1	$\sum m_i$	$\sum n_j$			
62/I-70/IV	0,006	0,838	2,053	3,10	0,70	1,91
71/I-80/IV	-0,004	0,877	1,185	2,14	0,84	2,20
62/I-80/IV	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 die für die zuvor betrachtete Alternative: Der Einfluß des geldpolitischen Impulses ist für alle Perioden signifikant positiv (95 vH bzw. 90 vH für die beiden Teilperioden, 95 vH für die Gesamtperiode) (1). Wichtigstes Resultat ist jedoch: Die Hypothese der Stabilität der Gleichung [67] kann mit den üblichen Signifikanzkriterien nicht verworfen werden. Dies entspricht dem Resultat bei Neftçi und Sargent; es deckt sich auch mit den anderen Ergebnissen, die in diesem Kapitel für die Bundesrepublik gefunden wurden. Somit stützen die empirischen Ergebnisse die Hypothese der rationalen Erwartungen, nach der die Entwicklung des Realeinkommens besser durch die Geldmengenänderung, die unerwartet ist, erklärt werden kann.

(1) Die Größenordnung der ΔMU -Koeffizienten ist, da es sich um Residuen handelt, nicht mit der der ΔM -Koeffizienten aus [66] vergleichbar.

4. Zur empirischen Relevanz des Modells von Brunner, Cukierman und Meltzer

Das Modell von Brunner, Cukierman und Meltzer ist bisher noch nicht umfassend untersucht worden (1). Wegen der Betonung der lagerzyklischen Elemente in diesem Modell wäre es naheliegend, die Reaktionen der Lagerbestände auf geldpolitische Impulse zu untersuchen. Analog zum Vorgehen in den vorangegangenen Abschnitten wurden Kausalitätstests durchgeführt, um zu prüfen, ob die tatsächliche Geldmenge oder die geldpolitischen Schocks (2) kausal sind zum realen und nominalen Lagerbestand (3). Das Ergebnis war jedoch unbefriedigend: Zwar konnte in der Regel ein - den Erwartungen entsprechender - negativer Effekt der geldpolitischen Impulse festgestellt werden, der sich überdies sehr rasch (4) auf die Bestände auswirkte, jedoch betrug das Signifikanzniveau in keinem Fall mehr als 90 vH (5).

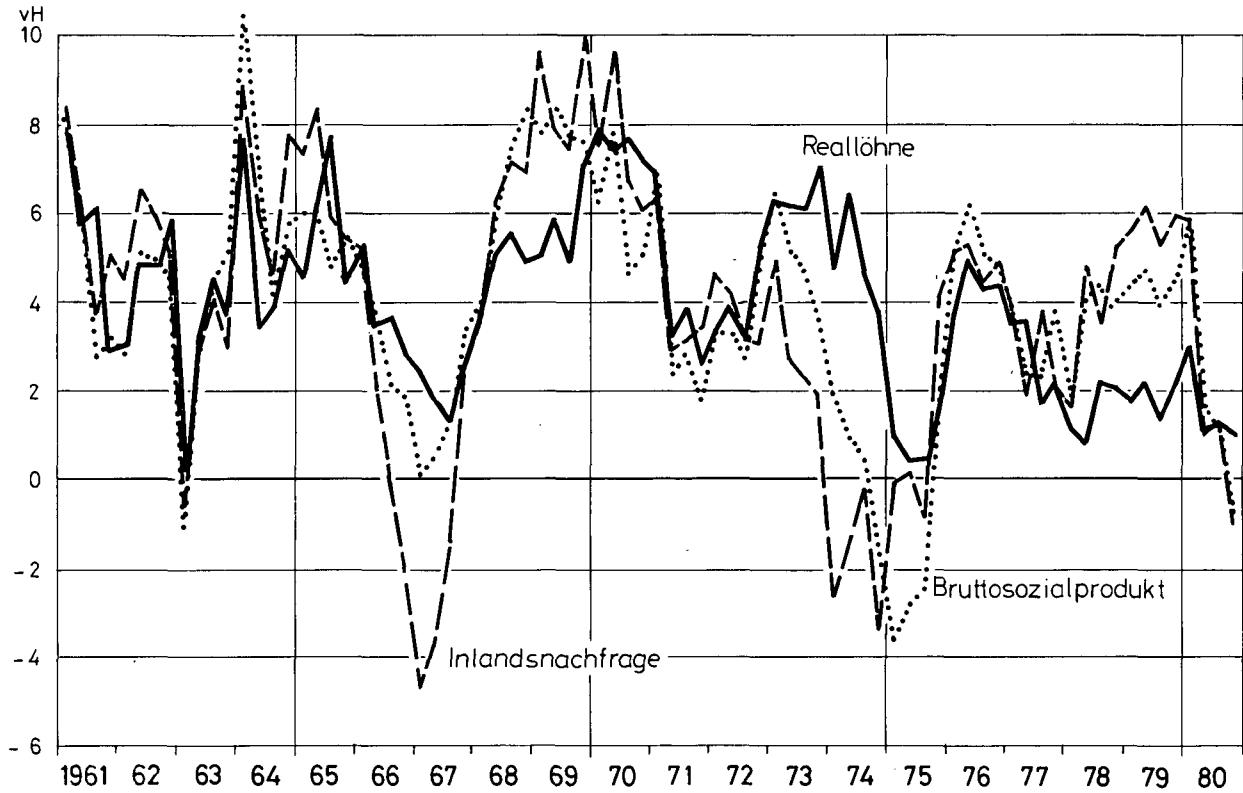
Daß diese Tests nicht mit dem erwarteten Ergebnis ausfallen, mag zwei Gründe haben: Erstens könnte der Einfluß der Geldpolitik auf die Lagerbestände - wie übrigens auch im Modell von Brunner, Cukierman und Meltzer unterstellt - schon in der gleichen Periode, also ohne Verzögerung, eintreten. Eine Untersuchung der gleichzeitigen Kausalität ist aber bei der Granger-Methode nicht möglich (vgl. Abschnitt IV.1). Der zweite Grund könnte sein, daß auch andere Impulse einen Einfluß auf den Lagerbestand haben. Für den Konjunkturverlauf in der Bundesrepublik ist dabei von erheblichem Gewicht, daß in mehreren Zyklen die Anstöße - positiver und auch negativer Art - vom Ausland kamen. Da die Lagerstatistik nicht nach in- und ausländischer Verwendung trennt, ist möglicherweise eine größere Informationsmenge relevant, die die Exportimpulse einschließt (6).

Die Relevanz der Lagerveränderungen besteht darin, daß sie in der Nähe von zyklischen Wendepunkten - Rezession und erste Phase des Aufschwungs - einen erheblichen Anteil an der Veränderung des Bruttosozialprodukts haben (7). In der Bundesrepublik betrug die Veränderung der Lagerinvestitionen in den Abschwungsphasen 1966/67, 1974/75 und 1980 im Durchschnitt fast 60 vH der Änderung des realen Bruttosozialprodukts.

Ein zweites wichtiges Element in dem Modell von Brunner, Cukierman und Meltzer ist die Ableitung, daß sich die Reallöhne prozyklisch verhalten. Es wurde daher geprüft, wie der Verlauf der Reallöhne in der Bundesrepublik zu beschreiben ist. Schaubild 5 zeigt als Referenz die prozentua-

-
- (1) Die Resultate der empirischen Untersuchungen, die mit dem Modell kompatibel sind, sind in Kapitel III, S. 60 ff., genannt.
 - (2) In den beiden alternativen Versionen analog zu Abschnitt V.2.
 - (3) In der Abgrenzung der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen.
 - (4) Mit einer Wirkungsverzögerung von einem Quartal.
 - (5) Daher wird auf die Dokumentation der Ergebnisse verzichtet.
 - (6) Ein weiteres Problem besteht in der Art der Erfassung des Lagerbestandes. In den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen der Bundesrepublik haben Lagerveränderungen eher den Charakter einer Restgröße.
 - (7) Vgl. die Analyse für die Vereinigten Staaten durch Blinder, Fischer [1981, S. 278 ff.].

Schaubild 5 - Reallohnentwicklung und Konjunkturzyklus 1961-1980(a)



(a) Prozentualer Anstieg gegenüber dem jeweiligen Vorjahresquartal von Realwöhnen, Inlandsnachfrage und Brutto-sozialprodukt.

len Veränderungen des realen Bruttosozialprodukts und der realen Inlandsausgaben. Der Reallohn - ebenfalls in Zuwachsraten dargestellt - ist definiert als Bruttolohn- und Gehaltssumme, deflationiert mit dem Preisindex des Bruttosozialprodukts. Es zeigt sich eine mehr oder weniger ausgeprägte Parallelität zwischen Reallohn- und Einkommensentwicklung (1), die These der Prozyklik wird insgesamt bestätigt (2).

5. Zusammenfassung

Für die Bundesrepublik Deutschland wurde der Zusammenhang zwischen Geldpolitik und realen Inlandsausgaben untersucht. Unter Geldpolitik wurde einerseits die tatsächliche Entwicklung der Geldmenge M1 verstanden, andererseits wurden Zeitreihen konstruiert, die den in der Literatur der rationalen Erwartungen formulierten Hypothesen über den geldpolitischen Impuls entsprechen. Der empirische Befund steht im Einklang mit der Hypothese rationaler Erwartungen.

Die Analyse ist insofern ein fairer Test zwischen Alternativhypothesen, als diejenige Beziehung zwischen Geldmenge und Realeinkommen zur Referenz genommen wird, die sich im Kapitel IV als die zuverlässigste herausgestellt hat, nämlich die zwischen M1 und den realen Inlandsausgaben. Ferner sind die Tests, bei denen die alternativen Hypothesen gegenübergestellt wurden, nicht auf eine Methode beschränkt, so daß die Untersuchung relativ wenig arbiträr sein dürfte.

Das erste Ergebnis ist, daß eine hohe bzw. zunehmende Variabilität der Geldpolitik den kurzfristigen realen Effekt mindert, der auf eine bestimmte Geldmengenausweitung folgt. In den siebziger Jahren, als die Schwankungen in der Geldmengenexpansion hoch waren, reagierte die wirtschaftliche Aktivität weniger auf geldpolitische Anstöße als zuvor. Die größere Unstetigkeit der Politik mag verschiedene Ursachen haben: Es gab reale Schocks (Ölpreisänderungen) in ungewohntem Ausmaß; die Inflation wurde - nicht zuletzt deshalb - zum gravierenden Problem, was dazu veranlaßt haben mag, deutlich gegenzusteuern; die insgesamt unbefriedigende wirtschaftliche Entwicklung kann immer wieder Grund dafür gewesen sein, daß die Geldmengenexpansion besonders forciert wurde. Die Folge war letztlich, ähnlich wie in anderen Ländern, ein trendmäßiger Anstieg der Geldmengenexpansion und eine deutliche Inflationsbeschleunigung (in den Jahren 1970-1974 und 1979-1981). Der beobachtete Verlauf von Inflation und Arbeitslosigkeit bestätigt die Vermutung, daß die theoretische, nicht beobachtbare Phillips-Kurve in dieser Zeit steiler verlief als zuvor (3), die Geldillusion also gegenüber den sechziger Jahren abgenommen hat.

-
- (1) Dies trifft auch für alternativ berechnete Größen des Reallohns zu.
 - (2) Diese Beobachtung stützt keineswegs die Kaufkrafttheorie des Lohnes, denn der Reallohn ist keine exogene Variable. Der Verlauf ergibt sich vielmehr als Folge eines geldpolitischen Impulses.
 - (3) Vgl. zur Erklärung der empirischen Phillips-Kurven in sechs Industrieländern mit ähnlichen Argumenten Gebert, Scheide [1980 S. 78 f.].

Die Hypothese rationaler Erwartungen wird zum zweiten dadurch gestützt, daß die Erwartungen der Wirtschaftssubjekte hinsichtlich der Geldpolitik offenbar entscheidend dafür sind, wie groß der reale Effekt ist, der von einer Zunahme der Geldmengenexpansion ausgeht. Der monetäre Schock wird hier auf zwei Arten definiert; welche der beiden Größen man auch verwendet, jede erklärt die Entwicklung des Realeinkommens deutlich besser als die tatsächliche Geldpolitik. In Übereinstimmung damit zeigt sich, daß die erwartete Geldmenge keinen Einfluß hat. Ferner zeigt der Test, bei dem sowohl die erwartete als auch die unerwartete Geldmenge als erklärende Variable verwendet werden, daß weder die Hypothese der Rationalität der Erwartungen noch die der Neutralität der erwarteten Geldpolitik verworfen werden können.

Drittens bestätigt sich die Hypothese, daß man einen Wechsel im "policy regime" berücksichtigen muß, wenn man von der Geldpolitik auf die Entwicklung des Realeinkommens schließen will. Dieser Analyse sind wegen der nur geringen Länge der verfügbaren Datenreihen Grenzen gesetzt, so daß es bei der Spezifikation der Gleichungen wenig Spielraum gab. Dennoch wurde das Prinzip deutlich: Man kann das Realeinkommen besser erklären, wenn man rationale Erwartungen unterstellt und damit annimmt, daß den Wirtschaftssubjekten keine systematischen Erwartungsfehler unterlaufen.

Die empirischen Ergebnisse könnten Hinweis darauf sein, wie man ein Modell aufbauen müßte, das die Konjunkturschwankungen gut erklären soll. Wichtigstes Ergebnis ist, daß es mehr auf die unerwartete Komponente der Geldmengenexpansion ankommt als auf die tatsächliche Geldmenge.

VI. Schlußfolgerungen für die Geldpolitik

Die Ergebnisse der empirischen Untersuchungen stehen im Einklang mit den Hypothesen der neuen klassischen Makromodelle. Sowohl in den zitierten Arbeiten als auch in den hier durchgeführten Tests für die Bundesrepublik Deutschland konnte dieser Ansatz nicht verworfen werden; vielfach erwies er sich den aus keynesianischen Modellen abgeleiteten Thesen überlegen. Daraus folgt für die Geldpolitik, daß es am besten ist, wenn die Geldmenge mit einer konstanten Rate expandiert (k-percent-rule).

Diese wirtschaftspolitische Schlußfolgerung war zuvor schon von anderen Ökonomen - namentlich Simons und Friedman - abgeleitet worden, allerdings mehr intuitiv und nicht aus einem formalen Modell heraus. Die Argumente der neuen klassischen Theorie, die die Gründe für diese Forderung konkretisieren (1), sollen im folgenden nochmals dargestellt werden. Des weiteren wird untersucht, ob eine aktive Geldpolitik nicht doch gewisse Erfolgchancen hat, wenn einzelne Annahmen der neuen klassischen Theorie gelockert werden. Im dritten Abschnitt soll die Anwendung der neuen Theorie erweitert werden. Die Vertreter dieses Ansatzes befassen sich nämlich nicht immer ausführlich mit solchen Situationen, in denen andere noch einen Handlungsbedarf für die Geldpolitik sehen (2). Welche Rolle kann die Geldpolitik in gesamtwirtschaftlich unbefriedigten Situationen spielen, und wie soll sie auf Herausforderungen reagieren? Konkret geht es darum, aus den neuen klassischen Modellen Antworten auf folgende Fragen abzuleiten:

- Welche Rolle kann die Geldpolitik bei der Überwindung von Rezessionen spielen?
- Wie sollte der Pfad der Geldpolitik aussehen, wenn die Inflationsrate nachhaltig reduziert werden soll?
- Soll die Geldpolitik von ihrem geplanten Kurs abweichen, wenn reale Schocks auftreten?

Die Diskussion in diesem Kapitel bezieht sich vor allem auf die Rolle der Geldpolitik. Dies setzt ein Konzept der Wirtschaftspolitik voraus, bei dem die Verantwortlichkeiten für die einzelnen wirtschaftspolitischen Ziele eindeutig auf die gesellschaftlichen Gruppen verteilt sind (3). Die neue klassische Theorie impliziert, daß bei einer stetigen Geldpolitik die Verantwortung für den Abbau der Arbeitslosigkeit bei den Tarifparteien liegt. Das Beschäftigungsproblem reduziert sich also auf das klassische Phänomen, die natürliche Arbeitslosigkeit. Zur Lösung dieses Problems sind Änderungen relativer Preise nötig, die durch die Lohnpolitik maßgeblich beeinflußt werden. Anreize zu einer Erhöhung der Beschäftigung können aber auch von ordnungspolitischen Reformen ausgehen (Deregu-

(1) "... make more explicit the implicit model underlying the policy proposals of Henry Simons, Milton Friedman, ..." [Lucas, 1977, S. 25].

(2) Die Modelle sind vielfach formuliert für Situationen, in denen die "stochastic steady-state properties" angewendet werden können [McCallum, 1980b, S. 738].

(3) Vgl. zum Beispiel Gebert, Scheide [1980, S. 161 ff.] und Giersch [1983, S. 22 ff.].

lierung, Abbau von leistungshemmenden Faktoren usw.). Diese Rollenverteilung impliziert sicherlich, daß eine "konzertierte Aktion" sinnvoll ist; denn sie kann dazu beitragen, daß die gesellschaftlichen Gruppen ihre Entscheidungen aufeinander abstimmen und daß Schocks weitgehend vermieden werden. Andere Strategien der Wirtschaftspolitik, die ein solches Konzept ergänzen können - wie etwa die Indexierung von Verträgen -, haben auch das Ziel, Unsicherheit zu beseitigen und das Rechnen in realen Größen zu erleichtern. Im folgenden wird vor allem diskutiert, wie die Rolle der Geldpolitik im Rahmen einer Gesamtstrategie ausgestaltet werden könnte. Es soll dabei auf die Implikationen der neuen klassischen Theorie und auf die empirische Evidenz zurückgegriffen werden.

1. Argumente für eine konstante Geldmengenregel

Aus den neuen klassischen Makromodellen folgt, daß die optimale geldpolitische Strategie darin besteht, die Geldmenge mit einer konstanten Rate auszuweiten. Diese Schlußfolgerung ist keineswegs neu oder originell, hatten doch zuvor schon verschiedene Ökonomen - vor allem Simons [1936] und Friedman [1960] - für eine solche Politik plädiert: "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]. Seine wirtschaftspolitische Empfehlung begründete Friedman hauptsächlich damit, daß man über den Konjunkturzyklus nicht genug wisse (1) und bezüglich der strukturellen Details und des Ablaufs des Transmissionsprozesses Informationslücken bestünden. Die neuen klassischen Makromodelle verdeutlichen in ihren unterschiedlichen Versionen, daß eine aktive Geldpolitik selbst dann keinen systematischen Einfluß auf reale Zielgrößen hat, wenn das Wissen der Notenbank umfassend ist (2).

Diese Modelle zeigen auch, daß geldpolitische Schocks gesamtwirtschaftlich wohlfahrtsmindernd wirken. Wenn es das Ziel der Wirtschaftspolitik ist, die Abweichungen des tatsächlichen Realeinkommens von dem Realeinkommen, das bei voller Information realisiert werden kann (full information output), zu minimieren, muß die Varianz der Geldpolitik gleich Null sein (3). Jede Abweichung von einer konstanten, voraussehbaren Expansionsrate mindert auf mittlere Sicht die Gewinne der Produzenten, weil Kosten der Anpassung (wie beispielsweise bei den Lagerinvestitionen im Modell von Brunner, Cukierman und Meltzer) entstehen. Gesamtwirtschaftliche Kosten werden auch dadurch verursacht, daß geldpolitische Schocks relative Preise beeinflussen. Damit wird die Effizienz des Preismechanismus gestört, mit der Folge, daß es zu Fehlallokationen

(1) "Friedman's case was largely built on the presumption of ignorance of the nature of business cycles" [Lucas, 1980b, S. 207].

(2) "... the truth of the neutrality theorem is not dependent on the particular information set assumed" [Sargent, 1979b, S. 359]. Dies gilt, wenn Öffentlichkeit und Zentralbank über die gleichen Informationen verfügen. Vgl. die Diskussion im folgenden Abschnitt VI.2.

(3) Vgl. die Ableitung im Modell von Barro (Kapitel III, S. 39 ff.).

kommt (1). Friedman [1977] sieht in der unstetigen, letztlich aber inflationären Geldpolitik eine wesentliche Ursache dafür, daß in den siebenziger Jahren mit der zunehmenden Inflation ein Anstieg der Arbeitslosigkeit einherging; es mußten immer mehr Ressourcen aufgewendet werden, um die Entwicklung der relativen Preise auszumachen oder um monetäre Risiken abzudecken (2).

Die These der Neutralität der Geldpolitik gilt in den neuen klassischen Makromodellen prinzipiell für jede deterministische Regel; diese kann im Spezialfall in einer konstanten Expansionsrate oder generell in einer Reaktionsfunktion mit festen Parametern bestehen (3). Dennoch ist eine stetige Politik vorzuziehen, weil die Zentralbank dadurch, daß ihre Aktionen einfacher zu kontrollieren sind, ihre Glaubwürdigkeit erhöhen kann.

2. Soll die Zentralbank einen potentiellen Spielraum für eine aktive Politik ausnutzen?

In den neuen klassischen Makromodellen wird generell die strenge Annahme gemacht, daß den Wirtschaftssubjekten nicht nur die geldpolitische Regel bekannt ist, sondern daß sie auch einen Wechsel im "policy regime" sofort erkennen (vgl. Kapitel II, Seite 23 ff.). Wäre es nicht realistischer anzunehmen, die Wirtschaftssubjekte lernen nur langsam (4), so daß es der Notenbank doch gelingen kann, das Realeinkommen für einige Zeit in gewünschter Weise zu beeinflussen? Gegen die Erfolgchancen eines solchen Vorgehens spricht, daß sich Wechsel im "policy regime" nicht "im Vakuum" [Sargent, Wallace, 1976, S. 181] vollziehen, sondern sich z.B. durch Regierungswechsel ankündigen. Auch werden rationale Wirtschaftssubjekte ihre Erwartungen um so rascher korrigieren, je häufiger die Regeln in der Vergangenheit gewechselt wurden. In jedem Fall muß die Notenbank präzise Vorstellungen über die Erwartungsfehler der Bevölkerung haben. Können diese Fehler ex ante nicht bestimmt werden, wird der Erfolg einer solchen Politik unsicher. Abgesehen davon, daß dieser Spielraum also allenfalls nur für sehr kurze Zeit gegeben sein dürfte, ist zu fragen, ob eine solche Politik des häufigen Wechsels erstrebenswert ist, denn sie läuft letztlich immer wieder darauf hinaus, die Wirtschaftssubjekte zu täuschen. Die gesamtwirtschaftliche Wohlfahrt könnte aber erhöht werden, wenn die Unvollkommenheiten bei

-
- (1) Eine ausführliche verbale Beschreibung der Steuerungsfunktion relativer Preise findet sich bei Hayek [1968]. Er sieht in dem reibungslosen Funktionieren des Preismechanismus die Voraussetzung dafür, daß die makroökonomischen Variablen stabil sind.
 - (2) Vgl. dazu auch die bereits zitierten empirischen Zusammenhänge bei Cukierman [1982].
 - (3) Theoretisch ist auch in den Modellen von Lucas bzw. Barro die kurzfristige Phillips-Kurve vertikal, wenn die Varianz der Gesamtnachfrage bzw. der Geldmenge extrem hoch ist.
 - (4) Etwa in dem Sinne, daß erst mehrere Beobachtungen vorliegen müssen, um einen Strukturbruch in der Reaktionsfunktion zu erkennen. Die Zentralbank könnte dann die Erwartungsfehler prognostizieren und ihre Politik danach ausrichten.

der Informationsverteilung beseitigt werden, z.B. dadurch, daß die Notenbank den Wechsel in ihrer Politik ankündigt.

Ein Spielraum für eine aktive Geldpolitik entsteht theoretisch dann, wenn die Notenbank über mehr Informationen hinsichtlich ihrer zukünftigen Politik verfügt als die Wirtschaftssubjekte. Wenn sie eine andere Zielfunktion besitzt (z.B. Machterhaltung), könnte es für sie rational sein, die Öffentlichkeit immer erneut zu täuschen. Aber selbst dann ist es fraglich, ob ein systematischer Einfluß möglich ist (1), zumal die Wirtschaftssubjekte nach und nach erkennen dürften, daß sie getäuscht werden sollen. Denn wäre es z.B. realistisch anzunehmen, daß es der Notenbank gelingen kann, die Geldmengenexpansionsrate immer um ein Prozent über den Erwartungen zu halten? Um eine solche Diskrepanz in der Informationsverteilung auszunutzen, muß die Notenbank genau wissen, wie die Information der Öffentlichkeit von ihren eigenen abweicht [Sargent, Wallace, 1975, S. 253]. Eine wirtschaftspolitische Norm in diesem Sinne (deceptive policy) läßt sich mit Sicherheit nicht vertreten. Denn wenn die Zielfunktion der Zentralbank mit der in der Gesamtwirtschaft übereinstimmt (2), gilt die eindeutige Norm der angekündigten, konstanten Geldmengenexpansionsrate.

Ein Spielraum entsteht theoretisch auch dann, wenn die Notenbank mehr Informationen über die Volkswirtschaft besitzt als die Wirtschaftssubjekte, sei es, weil sie die gesamtwirtschaftlichen Zusammenhänge besser kennt, oder sei es, weil sie rascher über Daten verfügt. Kann die Zentralbank z.B. früher erkennen, daß sich das Realeinkommen geändert hat, ist ihre Reaktionsfunktion für die Allgemeinheit nicht erkennbar. Folglich könnte die wirtschaftliche Aktivität in der kommenden Periode beeinflußt werden. Es ist jedoch fraglich, ob die Notenbank dieses überlegene Wissen haben kann; in den entwickelten Ländern gibt es eine Vielzahl von Institutionen, die gesamtwirtschaftliche Daten entweder selbst erheben oder diese effizient prognostizieren. Ist der Erfolg einer solchen Strategie von daher fragwürdig (3), gilt auch hier der Einwand, daß solche Divergenzen bei der Ausstattung mit Informationen gesamtwirtschaftlich nicht optimal wären; die Weitergabe von Informationen durch die Notenbank würde die Wohlfahrt erhöhen (4).

Wenn also theoretisch eine Möglichkeit besteht, daß eine aktive Politik vorübergehend erfolgreich ist, läßt sich daraus keineswegs die Norm ableiten, daß dieser Spielraum auch genutzt werden sollte. In jedem Fall

-
- (1) Eine Politik des Zufalls (random policy), die sehr wirkungsvoll sein könnte, sei hier einmal ausgeschlossen, da sie selbst dann nicht sinnvoll wäre, wenn Notenbank und Bevölkerung unterschiedliche Zielfunktionen besäßen.
 - (2) Beispielsweise die Minimierung des Abstandes zwischen dem tatsächlichen Realeinkommen und dem Realeinkommen bei vollkommener Information.
 - (3) Es ist wahrscheinlich, daß die Wirtschaftssubjekte dann nach Möglichkeiten suchen, um sich gegen die Unsicherheit bezüglich des geldpolitischen Kurses abzusichern (Indexierung, kürzere Laufzeiten bei Verträgen usw.).
 - (4) Eine Ausnahme wäre der - wenig wahrscheinliche - Fall, daß die Weitergabe von Informationen mit hohen Kosten verbunden ist.

besteht auch das Problem, wie Maßnahmen dosiert sein müßten, um den gewünschten Effekt z.B. beim Realeinkommen zu erzielen. Hier gibt es, wie die Untersuchungen mit Modellen rationaler Erwartungen zeigen, erhebliche Zweifel, ob eine solche Zuordnung möglich ist.

Eine weitere strenge Annahme der neuen klassischen Makromodelle ist die vollkommene Flexibilität der Preise und Löhne; hingegen unterstellen viele Kritiker hier eine erhebliche Trägheit [Tobin, 1980a]. Wenn die Löhne längerfristig ausgehandelt werden und nicht so gesetzt werden bzw. nicht so rasch angepaßt werden können, daß sie zu dem angestrebten Beschäftigungsgrad führen, entsteht - so die Kritiker der neuen klassischen Modelle - ein Handlungsspielraum für die Wirtschaftspolitik. Dieser Einwand hat in der Tat eine gewisse Relevanz (1), doch läßt er sich mit folgenden Argumenten abschwächen: Erstens wird auch im Modell von Brunner, Cukierman und Meltzer (vgl. Kapitel III) beschrieben, daß sich Preise und Löhne nur langsam anpassen, obwohl dort im übrigen die Annahmen des permanenten Gleichgewichts und der rationalen Erwartungen gelten (2). Gleichwohl hat dieser Ansatz dieselben wirtschaftspolitischen Implikationen wie die übrigen neuen klassischen Makromodelle. Zweitens wird die Relevanz dieses Einwandes dadurch gemindert, daß die Tarifparteien dann keine sehr langfristigen Verträge abschließen, wenn sie damit in der Vergangenheit schlechte Erfahrungen gemacht haben - etwa weil die Geldpolitik zu einer ganz anderen Inflationsrate geführt hat als erwartet, so daß der Reallohn wiederholt "zu hoch" oder "zu niedrig" ausgefallen ist (3).

3. Geldpolitik bei gesamtwirtschaftlichen Fehlentwicklungen

a. Überwindung einer Rezession

Eine aktive Geldpolitik wird selten in Zeiten eines hohen Beschäftigungsgrades, sondern vor allem in Rezessionsphasen gefordert. Wenn beobachtet wird, daß die Arbeitslosigkeit steigt und die Inflationsraten kaum noch zunehmen oder sogar schon zurückgehen, wird immer wieder nach einer nachfrageanregenden Geldpolitik gerufen. Dies war besonders nach der Rezession in den Jahren 1974/75 der Fall (Lokomotiven-Strategie), aber auch in den Jahren 1982 und 1983. Die Diagnose lautet, daß eine Nachfragelücke besteht - sichtbar an der Abweichung vom Niveau der Vollbeschäftigung -, die durch staatliches Eingreifen geschlossen werden soll.

Einigkeit zwischen den Vertretern der keynesianischen Strategie und den neuen Klassikern besteht wohl in der Norm, daß - was die Geldpolitik anlangt - negative Schocks vermieden werden sollten, die einen Anstieg der Arbeitslosigkeit nach sich ziehen würden. Gerade um solche Schocks

(1) "... the most telling objection to the neutrality proposition ..." [McCallum, 1979, S. 288].

(2) McCallum [1977] zeigt, daß auch im Modell des Lucas-Typs die These der Ineffizienz der Geldpolitik erhalten bleibt, wenn die Verträge für eine Periode im voraus festgelegt werden und die Notenbank danach ihre Politik ausrichten will.

(3) Vgl. dazu auch Lucas, Sargent [1978, S. 64 f.].

zu vermeiden, empfehlen die neuen Klassiker eine stetige Politik. Dabei ist ihre Auffassung aber auch, daß nicht versucht werden soll, vorangegangene Fehler - positive oder negative Schocks - nachträglich durch Gegensteuern rückgängig zu machen (1).

Unterschiede bestehen aber auch schon hinsichtlich der Diagnose der Rezession. Nach den Analysen der neuen klassischen Makromodellen kann es zu einem Anstieg der Arbeitslosigkeit schon dadurch kommen, daß die Geldpolitik eine Zeitlang vorher zu expansiv war: Positive Schocks haben die Beschäftigung über das natürliche Niveau hinaus erhöht, beim Aufholen der Erwartungen setzt zwangsläufig eine Korrektur ein, auch wenn kein Restriktionskurs eingeschlagen wird. Besonders ausführlich ist dies im Rahmen des Modells von Brunner, Cukierman und Meltzer beschrieben: Die Arbeitslosigkeit nimmt nach einem positiven Schock zunächst ab. Wird die permanente Geldmengenexpansionsrate danach immer besser abgeschätzt, so nähert sich die Beschäftigung - wie auch alle anderen Variablen - wieder dem permanenten (natürlichen) Niveau. Kehrt man diese Argumentation um, so enthalten die neuen klassischen Modelle praktisch einen Automatismus, nach dem selbst bei erstmaliger Anwendung der Geldmengenregel in der Rezession eine Rückkehr zur natürlichen Arbeitslosenquote erfolgt; dieser Prozeß dauert so lange, bis sich die relativen Preise wieder an ihr natürliches Niveau angepaßt haben und die Geldpolitik von den Wirtschaftssubjekten richtig eingeschätzt wird.

Diese Auffassung wird aber von Befürwortern einer aktiven Politik nicht geteilt; sie befürchten vielmehr, daß die Arbeitslosigkeit lange anhalten kann, wenn die Geldpolitik (oder auch die Finanzpolitik) nicht eingreift. Referenz für die Ausrichtung der Geldpolitik solle daher das (quantifizierbare) Vollbeschäftigungsniveau sein. Die Unterauslastung (slack) wird als unnötige gesamtwirtschaftliche Verschwendung (waste) betrachtet [Okun, 1978]. Dies insbesondere auch deshalb, weil eine durch expansive Politik forcierte Rückkehr zum Vollbeschäftigungsniveau ihrer

-
- (1) Eine solche Politik, die versucht, vergangene Fehler zu korrigieren, wäre nur unter ganz speziellen Bedingungen erfolgversprechend. Erstens müßte die Notenbank das Ausmaß ihrer Fehler kennen und zudem abschätzen können, wie weit die gesamtwirtschaftliche Entwicklung von ihrem Gleichgewichtswert abweicht und welchen Verlauf sie nähme, wenn die Geldpolitik unverändert bliebe. Zweitens setzt eine solche Strategie ein hohes Maß an Glaubwürdigkeit der Zentralbank voraus. Sie müßte nämlich alle Wirtschaftssubjekte - wie auch alle Gruppen, die Verantwortung für die Wirtschaftspolitik tragen - davon überzeugen, daß sie ihre Strategie in jedem Fall einhält, sie also z.B. eine stetige, am Produktionspotential orientierte Politik betreiben wird, nachdem sie vorübergehend (etwa für ein halbes Jahr) eine höhere Expansionsrate für die Geldmenge zugelassen hat. Dieses Konzept würde vermutlich ferner ein hohes Maß an Einsicht von den Tarifparteien verlangen, wenn es um die Koordination der Maßnahmen und der Verträge geht. Denn die Änderung der Geldpolitik könnte auch so interpretiert werden, daß die Notenbank eine Verantwortung für die Beschäftigung übernimmt und andere Gruppen sich nicht anzupassen brauchen. Grundsätzlich ist also das Risiko groß, daß die Notenbank die Entwicklung des Realeinkommens entgegen ihrer Absicht weiter destabilisiert.

Auffassung nach ohne Gefahr für das Ziel der Preisniveaustabilität sei (1). Das aus dieser Idee entwickelte Konzept der "nicht-inflationären Arbeitslosenquote" hat sich aber in der Vergangenheit als nicht hilfreich für die Wirtschaftspolitik erwiesen. Vor allem ist problematisch, daß man zwar eine so definierte Arbeitslosenquote möglicherweise ex post schätzen kann, sie sich aber als nicht konstant erweist und ex ante nicht bestimmbar ist (2).

Die nicht-inflationäre Arbeitslosenquote (3) wird von einigen Autoren - fälschlicherweise - konzeptionell und numerisch gleichgesetzt mit der natürlichen Arbeitslosenquote (4). Selbst wenn dies einmal akzeptiert würde, kann es nach der neuen klassischen Theorie nicht gelingen, und es sollte daher auch nicht versucht werden, die Rückkehr zur natürlichen Rate durch eine aktive Politik zu beschleunigen. Für diese Norm sind zwei Gründe entscheidend: Erstens ist nicht bekannt, wo die natürliche Rate der Arbeitslosigkeit liegt. Zweitens sind weder der Pfad, den die gesamtwirtschaftlichen Variablen ohne aktives Eingreifen nehmen würden, noch die Veränderung des Pfades, die durch die expansivere Politik angelegt wird, bekannt. Konkret bedeutet dies etwa, daß nicht abzuschätzen ist, welche Erwartungen für die Geldmenge oder die Inflationsrate in den aktuell beobachtbaren Werten enthalten sind und wie sich diese Erwartungen möglicherweise ändern, wenn die Geldmenge stärker ausgedehnt wird. Akzeptiert man beispielsweise, daß die Zinsen eine Komponente enthalten, die die Inflationserwartungen ausdrückt, ist ex ante nicht berechenbar, um wieviel die Geldmenge steigen muß, damit die Zinsen um einen Prozentpunkt fallen und so der gewünschte Transmissionsprozeß in Gang gesetzt wird. Denn möglicherweise nehmen darauf die Inflationserwartungen zu oder nicht weiter so ab, wie es bei einer Fortführung des bisherigen Kurses der Fall gewesen wäre. Analog dazu ist es unmöglich, einen bestimmten Pfad des Realeinkommens vorzugeben, um in einer gewissen Frist das Vollbeschäftigungsziel zu erreichen (5).

Obwohl diese Zuordnung von Geldpolitik und Beschäftigung bzw. die Ausrichtung der Geldpolitik auf das Ziel der Vollbeschäftigung eine - im

-
- (1) "Slack as insurance against accelerating inflation" [Okun, 1978, S. 349].
 - (2) In den Industrieländern zeigt sich für die letzten zwei Jahrzehnte die Tendenz, daß jede erneute Inflationsbeschleunigung von einem höheren Niveau der Arbeitslosigkeit startete. Zur Kritik dieses Konzepts siehe auch Gebert, Scheide [1980, S. 54 ff.].
 - (3) Oder "non-accelerating inflation rate of unemployment" (NAIRU).
 - (4) Siehe Modigliani, Papademos [1976] und Okun [1978]. Definitionsmaß gibt es aber Unterschiede: Die natürliche Arbeitslosenquote ist die Rate, bei der die erwartete Inflationsrate der tatsächlichen entspricht. Die NAIRU ist die Rate, bei der die Inflationsrate konstant ist. Beides sind also verschiedene Konzepte.
 - (5) Dies war letztlich der Inhalt der Lokomotiven-Strategie. Ein solches Konzept scheitert daran, daß die neue Politik die Erwartungen beeinflußt und so die Stabilität der Parameter gerade des Modells aufgehoben wird, aus dem diese Politik quantitativ abgeleitet wurde. Dies ist die Aussage der Kritik an der "policy-evaluation". Vgl. dazu auch Kapitel II, S. 20 ff.

Sinne der täglichen Wirtschaftspolitik - sehr praktische und wichtige Frage ist, wird die Lösbarkeit dieses Problems durch die Vertreter der neuen klassischen Makromodelle bestritten (1).

Ein aktives Eingreifen der Geldpolitik wird vielfach damit gerechtfertigt, daß sich die Nominallöhne in der Rezession nicht rasch genug anpassen und angesichts des rückläufigen Preisanstiegs zu hoch sind. Wenn solche Löhne gegen den Markt durchgesetzt werden (z.B. Erhöhung des Monopolgrades der Gewerkschaften auf dem Arbeitsmarkt), dann könnte eine expansivere Geldpolitik allenfalls kurzfristig helfen. Denn für sich genommen mindert dieser erhöhte Anspruch der (beschäftigten) Arbeitnehmer den gesamtwirtschaftlichen Verteilungsspielraum und ist gleichbedeutend mit einer Zunahme der natürlichen Arbeitslosenquote. Es ist wahrscheinlich, daß dieser Anspruch auch dann geltend gemacht wird, wenn die Geldpolitik zu einer überraschend hohen Inflationsrate führt und so die Erwartung über den gewünschten Reallohn enttäuscht wird (vgl. Kapitel II, S. 4 ff.). In der Folge wäre eine Korrektur der Reallöhne nach oben angelegt, und die Geldpolitik hätte auch in diesem Fall keinen nachhaltigen Einfluß auf die realen Variablen der Volkswirtschaft.

Die Modelle, die eine antizyklische Geldpolitik nahelegen, unterstellen letztlich, daß die Märkte nicht effizient sind (2). Genau diese Postulate werden aber in den neuen klassischen Modellen immer wieder betont (3). Sie enthalten auch die Mechanismen, die dazu führen, daß Rezessionen selbst dann überwunden werden, wenn die Geldmenge nicht forciert, sondern mit einer konstanten Rate ausgedehnt wird.

b. Nachhaltige Verringerung der Inflationsrate (4)

Die Frage nach der Strategie, mit der die Inflationsrate nachhaltig ver-

-
- (1) Lucas [1978, S. 356] formuliert die in diesem Sinne wenig hilfreiche Position der neuen Klassiker: "Practicing normative macroeconomics without the construct of full employment does take some getting used to. One finds oneself slipping into sentences as: 'There is no such thing as full employment, but I can tell you how it can be attained.'"
 - (2) "... there is a point beyond which Keynesian models must suspend the hypothesis either of cleared markets or of optimizing agents if they are to possess the operating characteristics and policy implications that are the hallmarks of Keynesian economics" [Lucas, Sargent 1978, S. 54].
 - (3) Das besagt nicht, daß die Flexibilität nicht erhöht werden könnte. Maßnahmen, die die Signalfunktion des Preismechanismus verbessern, sind auch hier wünschenswert.
 - (4) Die Diskussion konzentriert sich hier auf die Rolle der Geldpolitik. Es ist sinnvoll, daß andere Träger der Wirtschaftspolitik (Regierung, Tarifparteien) in die Strategie einbezogen werden. Denn wenn es darauf ankommt, die Kosten der "disinflation" möglichst gering zu halten, müssen alle von dem stabilitätsorientierten Kurs der Notenbank überzeugt sein und sich entsprechend anpassen. Eine solche Strategie kann auch beinhalten, daß Indexklauseln für Verträge zugelassen werden.

ringert werden soll, ist zwischen Ökonomen umstritten, und zwar nicht nur zwischen Keynesianern und Monetaristen (oder Klassikern), sondern auch innerhalb der jeweiligen Gruppen (1). In der Regel wird bei der Auswahl der Strategie auf ihre Kosten abgestellt. Darüber jedoch, wie diese Kosten zu messen sind, besteht kaum Einigkeit. Insbesondere sind zwei Problembereiche zu nennen: Erstens sind die Kosten der Reduktion der Inflationsrate (disinflation) im Rahmen einer antizyklischen Geldpolitik nicht zu trennen von den Kosten der vorangegangenen Inflationsbeschleunigung. Lucas fordert daher, beide Kostenelemente zu berücksichtigen. Die Kosten der Änderungen der Inflationsrate wiederum könnten nicht von den Kosten der wirtschaftspolitisch induzierten Konjunkturzyklen selbst getrennt werden, die eigentlich der relevante Untersuchungsgegenstand sein sollten (2). Zweitens - und dies ist nicht unabhängig vom ersten Argument - ist nicht eindeutig, von welchem Zeitpunkt an man beginnt, Kosten der "disinflation" zu messen, und welchen Maßstab man verwendet. Wie im vorangegangenen Abschnitt beschrieben, beginnt die Arbeitslosigkeit von einem bestimmten Zeitpunkt an wieder zu steigen, wenn sie zuvor durch eine expansive Geldpolitik künstlich unter das natürliche Niveau gedrückt wurde. Soll dieser Anstieg schon zu den Kosten der "disinflation" gezählt werden, obwohl er eigentlich unvermeidlich ist? Wäre eine Vermeidung dieser Kosten schon ein Ertrag, den man durch eine expansive Politik sichern könnte? Die Antwort der neuen klassischen Theorie darauf ist eindeutig negativ.

In der Literatur werden häufig Kosten der "disinflation" gemessen, indem man das Sozialprodukt berechnet, das durch eine restriktive Politik "verlorengeht". Okun [1978, S. 348 f.] berichtet über seine Berechnungen mit Phillips-Kurven aus verschiedenen ökonometrischen Modellen. Sein Ergebnis lautet: "... the average estimate of the cost of a 1 point reduction in the basic inflation rate is 10 percent of a year's GNP, ...". Wenn die Richtigkeit seiner Berechnungen auch kaum angezweifelt werden kann, so sind sie doch von allen Veröffentlichungen ein Extremfall. Aber auch andere Untersuchungen gehen von hohen Kosten der "disinflation" aus und legen häufig nahe, daß man darauf verzichten sollte, die Inflation zu bekämpfen. Gegen solche Analysen und Empfehlungen sprechen mehrere Gründe. Erstens ist bei solchen Untersuchungen oft unklar, welcher Ausgangspunkt gewählt wird - man also möglicherweise von einem vorübergehend überhöhten Niveau der Beschäftigung ausgeht - und wie sich die Arbeitslosigkeit entwickeln würde, wenn die Geldpolitik bei ihrem expansiven Kurs bliebe. Wenn man - wie z.B. Hayek [1975] - argumentiert, daß die Arbeitslosigkeit nach einer Inflationsbeschleunigung geradezu zwangsläufig steigt (3), würde man die Kosten geringer

- (1) Erwähnt sei hier nur die Divergenz zwischen Friedman, der die gradualistische Strategie bevorzugt, und Hayek, der diese wegen der mangelnden politischen Durchsetzbarkeit zugunsten einer Politik der raschen Reduktion der Inflationsrate ablehnt.
- (2) "If monetary and fiscal instability is the main source of business cycles, as I believe to be the case, then we want to estimate the cost of (avoidable) business cycles, not price variability" [Lucas, 1981a, S. 49].
- (3) "Unemployment must follow inflation". Hayek begründet seine Aussage damit, daß die expansive Geldpolitik zu einer Verzerrung der relativen Preise und damit zu Fehlallokationen führe, die dann korrigiert würden, wenn die Inflation mehr und mehr erkannt wird. Im

ansetzen, die der restriktiven Geldpolitik zuzuordnen sind. Zweitens werden die Kosten der "disinflation" dann überschätzt, wenn man unterstellt, daß die Inflationsrate zwar höher bleiben wird, sie aber dafür konstant gehalten werden kann. Die tatsächliche Entwicklung in den Industrieländern zeigt jedoch ausgeprägte Schwankungen der Inflationsraten, die auch hohe Kosten verursachen (Konjunkturzyklen). Folgt man ferner auch hier der Analyse Hayeks, wäre der durch die höhere Inflation erreichte Stand der Beschäftigung nur dann aufrechtzuerhalten, wenn sich die Inflation immer weiter beschleunigt. Gegen die Berechnungen ist daher einzuwenden, daß sie nahelegen, eine vorübergehende Zunahme der Inflation könne zu hohen und anhaltenden Gewinnen bei Produktion und Beschäftigung führen.

Die neuen klassischen Makromodelle behaupten, daß die Inflationsrate unter bestimmten Umständen auch relativ rasch vermindert werden kann, ohne daß es zu einer Stabilisierungskrise kommt. Diese Aussage scheint im Widerspruch zu stehen zu der tatsächlichen Entwicklung der letzten zwanzig Jahre in den westlichen Industrieländern, denn die Dämpfung des Preisanstiegs ging in der Regel mit einer mehr oder weniger schweren Rezession einher. Auch in der Zeit von 1980 bis 1982, in der sich die Inflationsraten im Durchschnitt etwa halbierten, stieg die Arbeitslosigkeit erheblich an.

Dieses Paradoxon löst sich auf, wenn die Bedingungen mit berücksichtigt werden, unter denen die optimistische Aussage der Theorie gilt. Erstens müssen die Effekte der vorher betriebenen, inflationären Politik weitgehend abgeklungen sein. Denn - so wurde oben beschrieben - es kommt nach der Inflationsbeschleunigung zwangsläufig zu einem Anstieg der Arbeitslosigkeit. Die natürliche Arbeitslosenquote, die durch eine unerwartete Zunahme des Preisanstiegs vorübergehend unterschritten wurde, wird selbst ohne Restriktionspolitik wieder erreicht, möglicherweise sogar überschritten (Hayek); diese Kosten dürfen also nicht der Stabilisierungspolitik zugeordnet werden. Zweitens muß für die Wirtschaftssubjekte erkennbar sein, daß die Geldpolitik tatsächlich einen Stabilitätskurs verfolgt. Die Erfahrungen mit der zyklischen Politik in der Vergangenheit, den häufigen Verletzungen der geldpolitischen Ziele und die in den Industrieländern trendmäßig ansteigenden Inflationsraten haben vermutlich auch zu Beginn der achtziger Jahre zu der Erwartung geführt, daß die Restriktionsphase nur vorübergehend sein würde (1). Diese Erwartung schien sich seit 1979, als die Geldpolitik fast überall einen restriktiven Kurs einschlug, auch immer wieder zu bestätigen: Die Geldpolitik verlief in den meisten Ländern sehr hektisch, einer restriktiven Phase folgte recht rasch wieder eine expansive Politik, die aber dann wiederum nur kurze Zeit anhielt. Besonders war diese Unstetigkeit in dem Land zu beobachten, in dem sich der Wandel in der geldpolitischen Intention am deutlichsten vollzogen zu haben schien, nämlich in den Vereinigten Staaten [Scheide, 1982c, S. 92].

Zuge dieser Korrektur steige die Arbeitslosigkeit sogar über das Niveau hinaus, das zuvor die natürliche Rate repräsentierte, auch wenn keine Restriktionspolitik betrieben wird.

- (1) "Despite what politicians said, large numbers of people expected tight money policies to be reversed" [Laidler, 1983, S. 11].

Aus den neuen klassischen Modellen folgt, daß die - im oben definierten Sinne - vermeidbaren Kosten der "disinflation" dann gering sind, wenn die Reduktion der Geldmengenexpansionsrate erwartet wird, also keinen Schock darstellt. Wie wahrscheinlich es ist, daß diese Bedingung erfüllt ist, hängt z.B. in dem Modell von Brunner, Cukierman und Meltzer vor allem von der Geldpolitik in der Vergangenheit ab (vgl. Kapitel III, S. 55 ff.). Aus diesem Ansatz lassen sich Aussagen über die Wirkungen einer potentiellen Kursänderung ableiten. Danach ist eine Strategie des "Cold Turkey" (1) um so kostspieliger, je niedriger die Varianz der permanenten Geldmengenexpansion relativ zur transitorischen Komponente in der Vergangenheit war [Brunner et al., 1979, S. 38]. Denn dies ist gleichbedeutend damit, daß eine permanente Änderung der Geldpolitik nur sehr langsam als solche erkannt wird und somit für relativ lange Zeit als ein großer negativer Schock erscheinen würde (2). Je niedriger das Varianzverhältnis ausfällt, desto mehr spricht dieses Modell für eine graduelle Strategie [Brunner et al., 1980a, S. 42].

Generell können die Kosten der "disinflation" um so niedriger gehalten werden, je rascher es gelingt, bei dem Verhalten der Wirtschaftssubjekte einen - analog zur Sprache bei Lucas [1976] - "parameter drift" zu erzeugen. Das bedeutet hier, daß die Inflationserwartungen reduziert werden und man somit rasch auf eine neue, niedrigere Phillips-Kurve gelangt (vgl. auch Abschnitt II.4). Daß dies dann, wenn die Geldpolitik in der Vergangenheit wenig verlässlich war, sehr schwierig ist, veranlaßt Cukierman und Meltzer [1982] zu einem neuen Vorschlag. In einem Modell (ähnlich dem Ansatz von Brunner, Cukierman und Meltzer) beschreiben sie die Komplementarität zwischen der Glaubwürdigkeit der Notenbank und der Hypothese rationaler Erwartungen: Die aus der Hypothese rationaler Erwartungen abgeleiteten Ergebnisse treten um so eher ein, das heißt, eine restriktive Geldpolitik ist um so eher neutral, je höher die Glaubwürdigkeit der Zentralbank ist (3). Ihr Vorschlag geht dahin, daß die Notenbank dann, wenn sie eine Abnahme der Inflationsrate herbeiführen will, zunächst vorbereitend eine konstante Geldmengenexpansionsrate ankündigt und strikt einhält. Für diese Periode ist die Gefahr negativer Schocks gering. Nach einer gewissen Zeit - z.B. nach einem Jahr - hat sie dadurch ihre Glaubwürdigkeit erhöht, so daß ihrer Ankündigung einer dann folgenden Reduktion der Expansionsrate mehr Glauben geschenkt wird. Dieser Kurswechsel kann dann rascher erfolgen, als es sonst - bei geringerer Zuverlässigkeit - möglich wäre.

c. Reaktion auf reale Schocks

Eine stetige Geld- und Finanzpolitik würde einen erheblichen Teil der

(1) Also eine relativ rasche Reduktion der Geldmengenwachstumsrate.

(2) Brunner et al. [1979, S. 26] konstatieren für die Vereinigten Staaten, daß dort das Varianzverhältnis von den sechziger zu den siebziger Jahren zugenommen hat.

(3) Es gibt einen Trade-off zwischen kurzfristigen realen Effekten aufgrund geldpolitischer Schocks einerseits und langfristiger Preisniveaustabilität und Glaubwürdigkeit andererseits. Die negativen Schocks und folglich die negativen realen Konsequenzen sind um so geringer, je höher die Glaubwürdigkeit der Notenbank ist.

Variabilität der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage verringern und so die Wohlfahrt erhöhen. Es bliebe aber, so auch die neuen Klassiker (1), immer noch ein Rest an Abweichungen von - in der Terminologie von Brunner, Cukierman und Meltzer - permanenten Werten. Solche Störungen kann es beispielsweise geben, wenn reale Schocks auftreten. Soll die Notenbank in einem solchen Fall von ihrer Regel abweichen? Welche Bedingungen müßten erfüllt sein, damit eine Strategie der Akkommodation erfolgreich ist?

Reale Schocks können - anders als geldpolitische Schocks - permanente Änderungen von realen Variablen bewirken (2). Sofern diese Schocks dauerhaft sind, ist eine Revision der langfristigen realen Größen unausweichlich. Beispielsweise haben die beiden Ölpreisschocks, da sie zu einem großen Teil permanent waren, für sich genommen das permanente Realeinkommen in den (ölimportierenden) Industrieländern unter das sonst erreichbare Niveau gesenkt; dies gilt ebenso für die permanenten Niveaus der gesamtwirtschaftlichen Produktion und der Reallöhne [Brunner et al., 1980b, S. 478]. Transitorische Schocks hingegen ändern zwar aktuelle reale Größen, nicht aber die permanenten Werte. Diese Trennung in permanente und transitorische Komponenten ist also ganz entscheidend sowohl für die Beurteilung der Effekte realer Schocks als auch möglicherweise für die Strategie der Notenbank. In der Regel braucht es jedoch Zeit, bis die Permanenz der Störungen beurteilt werden kann (3).

Die Frage, ob die Notenbank von ihrer angekündigten Politik abweichen soll, stellt sich eigentlich nur bei permanenten Schocks. Denn transitorische Schocks treten definitionsgemäß nur kurzzeitig auf. Eine Reaktion der Notenbank auf transitorische Schocks würde sich erst in späteren Perioden auswirken, wenn die Störung möglicherweise schon weitgehend absorbiert ist und sich die Variablen in der Volkswirtschaft wieder ihren permanenten Werten angenähert oder sie bereits erreicht haben. Lediglich permanente Schocks können einen längeren Anpassungsprozeß auslösen, der im Beispiel der Ölpreiserhöhungen eine anhaltende Periode der Stagflation mit hoher Arbeitslosigkeit bedeuten kann [Brunner et al., 1980b]. Wenn die Notenbank in einem solchen Fall des negativen Schocks

-
- (1) "Insofar as fluctuations are induced by gratuitous monetary instability serving no social purpose, then increased monetary stability promises to reduce aggregate, real variability and increase welfare. There is no doubt, however, that some real variability would remain even under the smoothest monetary and fiscal policies" [Lucas, 1977, S. 25].
 - (2) Für geldpolitische Änderungen ist in den Modellen immer die langfristige Neutralität unterstellt (money is a veil). Es wird also von Änderungen der realen Kassenhaltung, der realen Wechselkurse, der relativen Preise usw. als Folge von Änderungen der permanenten Inflationsrate abstrahiert.
 - (3) "Economic disturbances do not come in neat packages labelled permanent and temporary" [Meltzer, 1978, S. 385]. Der erste Ölpreisschock mag auch, da er ein bis dahin einmaliges Ereignis war, bei vielen zunächst nur als vorübergehend beurteilt worden sein. Siehe dazu auch die Anwendung des Modells auf dieses Beispiel in Kapitel III, S. 60 ff.

mit einer expansiven Politik reagiert, so hätte das - gemäß der Analyse mit dem Modell von Brunner, Cukierman und Meltzer - folgende Wirkungen (1): Zunächst treten positive Produktions- und Beschäftigungseffekte auf, sofern die Geldmengenexpansionsrate über das hinausgeht, was die Wirtschaftssubjekte für permanent halten. Nach und nach wird aber die Beobachtung umgesetzt in eine Revision der permanenten Expansionsrate nach oben, so daß die Inflationsrate steigt. In diesem Fall hätte man mehr Beschäftigung heute mit mehr Inflation in der Zukunft erkaufte. Soll dann später die Inflationsrate wieder auf das Ausgangsniveau zurückgeführt werden, würde die Arbeitslosigkeit als Folge einer wieder restriktiven Politik erneut steigen. In diesem Fall wäre nur die zeitliche Verteilung der Arbeitslosigkeit eine andere als dann, wenn die Notenbank überhaupt nicht reagiert hätte (2). Vor allem gilt aber auch: "... the more frequently the monetary authority engages in such policies, the less likely it is that they will work because of increased opportunities for the public to detect its policy rule" [Brunner et al., 1979, S. 37]. Das heißt, daß die Voraussetzung für ein erfolgreiches Gegensteuern, nämlich ein prognostizierbarer Zusammenhang zwischen Geldmenge und Beschäftigung (oder Realeinkommen), nach Auffassung der neuen Klassiker gar nicht gegeben ist. Vielmehr steigt die Gefahr der Destabilisierung durch eine aktive Geldpolitik [Brunner, 1981, S. 406].

Bei all dem wurde unterstellt, daß der Schock korrekt und eindeutig als permanent erkannt wird. Ein wesentliches Argument gegen ein Eingreifen der Notenbank ist, daß sie ex ante nicht genügend Information über die Nachhaltigkeit des Schocks haben kann oder, was bereits ausreicht, daß ihre Information in dieser Hinsicht nicht besser ist als die der Öffentlichkeit (3). Selbst wenn die Erkenntnis der Notenbank größer wäre, ist eine Weitergabe dieses Wissens sinnvoller als eine Änderung der Geldmenge (4). Eine Reaktion der Notenbank oder der Regierung müßte stets damit begründet werden, daß diese ein gegenüber den privaten Wirtschaftssubjekten überlegenes Wissen bezüglich der Ursachen und Wirkungen der Schocks hätten und die Wirkungen der Schocks auch besser abfangen könnten.

Die Einwände, die sich aus den neuen klassischen Modellen gegen eine Reaktion der Notenbank auf reale Schocks ableiten lassen, können wie folgt zusammengefaßt werden:

- (i) Eine expansive Geldpolitik nach einem negativen realen Schock bewirkt eine Verschiebung der Phillips-Kurve in den ungünstigeren

-
- (1) Dabei ist gemäß der Hypothese rationaler Erwartungen vorausgesetzt, daß die Wirtschaftssubjekte das Reaktionsmuster der Notenbank (noch) nicht kennen [Brunner et al., 1979, S. 37]. Andernfalls gäbe es keine realen Effekte der geldpolitischen Maßnahmen.
- (2) Dies kann allerdings möglicherweise ein - z.B. wahltaktisch begründetes - Ziel sein.
- (3) "... there is a substantive role only to the extent that the monetary authority has better information than the public about the disturbances, or, possibly, about their implications for the economy" [Barro, 1976, S. 26].
- (4) Analog zur Norm in Abschnitt VI.2.

Bereich; eine bestimmte Arbeitslosenquote kann nur vorübergehend mit einer höheren Inflationsrate erkaufte werden. Es besteht die Gefahr, daß mittelfristig die Inflationsrate höher ist, ohne daß beim Beschäftigungsziel etwas erreicht wäre.

- (ii) Die Geldpolitik kann nicht verhindern, daß es zu realen Anpassungen kommen muß: "Adverse shifts like the oil and agricultural crises will reduce output and cause painful relative adjustments no matter what the reaction of the monetary authority" [Barro, 1976, S. 26]. Diese Anpassung wird wahrscheinlich sogar behindert, wenn zum realen noch ein nominaler Schock hinzukommt: "The public must now devote resources to estimating how central bank policy has changed and the consequences of the changes for the long run price level and the current allocation of wealth" [Meltzer, 1978, S. 384].
- (iii) Durch den Versuch der Notenbank, die Anpassungslast zu mildern, schwindet möglicherweise die Bereitschaft bei den privaten Wirtschaftssubjekten in der Zukunft, die Anpassungen rasch vorzunehmen. Die Erwartung, daß es zu einer akkommodierenden Geldpolitik kommt, ändert die Verhaltensweisen der Wirtschaftssubjekte, so daß die Bewältigung von Schocks in der Zukunft immer schwieriger wird [Blinder, 1981, S. 426]. Die eigentlichen realwirtschaftlichen Beziehungen, wie die Verantwortlichkeit der Tarifparteien für die Beschäftigung, können - zumindest zeitweise - verdeckt werden (1). Früher oder später muß eine Senkung (oder ein geringerer Anstieg) der Reallöhne hingenommen werden, wenn die Beschäftigung nicht beeinträchtigt werden soll.

Wenn aus all dem folgt, daß die Notenbank nicht von ihrem geplanten Kurs der konstanten Geldmengenexpansionsrate abweichen soll, so ist doch eine Ergänzung notwendig. Es sei einmal akzeptiert, daß die Geldpolitik für das Ziel verantwortlich ist, für eine bestimmte permanente Inflationsrate zu sorgen. Wenn ein negativer realer Schock (2) nun bewirkt, daß das Produktionspotential in der Gesamtwirtschaft dauerhaft verringert wird, würde eine gleichbleibende Geldmengenexpansion zu einer permanent höheren Inflationsrate führen. Um das ursprüngliche Ziel zu erreichen, müßte also die Geldmenge auf Dauer langsamer expandieren [Barro, 1976, S. 26]. Das Problem ist nun zu bestimmen, wann diese Korrektur erfolgen soll. Gegen eine Kursänderung unmittelbar nach dem realen Schock spricht, daß über die Permanenz der Störung noch nichts bekannt ist. Eine Reaktion wäre dann möglicherweise verfrüht. So sollte analog zum oben beschriebenen Vorgehen von Cukierman und Meltzer (vgl. Kapitel VI, S. 112 ff.) die Geldmengenwachstumsrate einige Zeit beibehalten und dann erst nach einer Ankündigung durch die Notenbank reduziert werden.

-
- (1) Dazu Hayek [1980]: "As the price of gasoline goes up, either you have to buy less gasoline or buy less of everything else. If you look to the government for help for the time being, it makes you not see what your real problem is."
 - (2) Die Argumentation gilt spiegelbildlich für einen positiven Schock (z.B. Senkung des Ölpreises).

VII. Zusammenfassung

In dieser Studie wird die Relevanz der neuen klassischen Makromodelle für die Erklärung von konjunkturellen Schwankungen untersucht. Die Analyse konzentriert sich auf den Zusammenhang zwischen Geldpolitik und wirtschaftlicher Aktivität. Die wichtigsten Annahmen und Implikationen dieses Gleichgewichtsansatzes werden zunächst diskutiert; es folgt eine Darstellung der einzelnen Modelltypen und ein Kommentar zu den vorliegenden empirischen Untersuchungen. In der eigenen empirischen Analyse werden mehrere aus den Modellen abgeleitete Hypothesen für die Bundesrepublik Deutschland getestet. Es zeigt sich ein hoher Erklärungswert des Ansatzes mit rationalen Erwartungen. Abschließend werden aus der Sicht der neuen klassischen Theorie wichtige Schlußfolgerungen für die konkrete Ausgestaltung der Geldpolitik abgeleitet.

Die neue klassische Theorie unterscheidet sich in vielfacher Hinsicht von der Analyse des Keyneschen Paradigmas. Vor allem wendet sie sich gegen die Idee der Nachfragesteuerung (Demand Management), wonach die staatlichen Instanzen mit globalen Maßnahmen der Geld- und Finanzpolitik in den Wirtschaftsablauf eingreifen sollen, weil die Märkte nicht hinreichend effizient sind und daher langanhaltende Ungleichgewichte (unfreiwillige Arbeitslosigkeit) entstehen können. Die neuen Klassiker verneinen die Brauchbarkeit eines solchen Ansatzes und die Erfolgchancen staatlicher Eingriffe. Sie verweisen insbesondere auf die wirtschaftliche Entwicklung in den siebziger Jahren, als in fast allen Industrieländern sowohl die Inflationsraten als auch die Arbeitslosenquoten stiegen. Diese Beobachtung widersprach den Prognosen vieler ökonomischer Modelle, die eine stabile, negativ geneigte Phillips-Kurve unterstellten, und damit auch den aus solchen Modellen abgeleiteten wirtschaftspolitischen Empfehlungen.

In der Analyse der neuen Klassiker wird unterstellt, daß die Märkte effizient sind und in jeder Periode geräumt werden. Jede Kombination von Preisen und Mengen entspricht somit einem zuvor aufgestellten Plan. Konjunkturschwankungen sind vor allem die (unvermeidliche) Folge eines Mangels an Informationen und nicht einer systemimmanenten Instabilität. Eine zentrale Neuerung gegenüber der klassischen Theorie ist die Betonung der Erwartungen, nach der bei der Analyse der geldpolitischen Effekte zwischen der erwarteten und unerwarteten Komponente der Geldmengenänderung zu trennen ist: Da die erwartete Geldpolitik bereits in allen Preisen eskomptiert ist, kann nur die unerwartete Politik Effekte auf die wirtschaftliche Aktivität haben. Die Hypothese rationaler Erwartungen ist eine spezielle Art, die Bedingungen dafür zu formulieren, wie eine nicht beobachtbare Größe wie die erwartete Geldmenge gemessen werden soll: Ausgehend von der Feststellung, daß die zukünftige Geldpolitik nicht mit Sicherheit prognostizierbar ist und von daher Erwartungsfehler unvermeidlich sind, wird gefordert, daß diese Prognosefehler keine Systematik aufweisen. Denn nur dann entspricht die Aktivität der Informationsgewinnung dem generellen Postulat der Nutzenmaximierung in der Gleichgewichtstheorie. Diese Forderung ist gleichbedeutend damit, daß die Erwartungen mit den tatsächlich beobachteten Zeitreihen der relevanten Variablen kompatibel sein sollten. Konkret ist also eine Funktion zu formulieren, die das Verhalten der geldpolitischen Instanzen in der Vergangenheit möglichst gut abbildet (Reaktionsfunktion).

Wenn nur die unerwartete Geldmengenänderung das Realeinkommen beeinflusst, diese Größe aber wegen des Fehlens einer Systematik nicht prognostizierbar ist, ergeben sich weitreichende Konsequenzen für die Wirtschaftspolitik: Gemäß dem Modell rationaler Erwartungen kann es der Geldpolitik nicht gelingen, die wirtschaftliche Aktivität durch ihre Interventionen systematisch zu steuern; eine Stabilitätspolitik im Sinne der Keynesianer kann also nicht erfolgreich sein. Konsequenzen ergeben sich auch für die Relevanz existierender ökonometrischer Simulationsmodelle: Unterstellen die Simulationsmodelle keine rationalen Erwartungen - was die Regel ist -, so können sie die Effekte geldpolitischer Maßnahmen dann nicht verlässlich abschätzen, wenn die Politik von ihrem bisherigen Muster (policy regime) abweicht, sich also die Koeffizienten der Reaktionsfunktion ändern.

Bei so grundsätzlich anderen Schlußfolgerungen der neuen klassischen Theorie für die Wirtschaftspolitik scheint es geboten, sich mit den Annahmen und Implikationen dieser Theorie auseinanderzusetzen. Die Ergebnisse dieser Diskussion sind in Kapitel II zusammengetragen:

- Die Relevanz der Modelle mit rationalen Erwartungen ist nicht abhängig davon, daß alle Wirtschaftssubjekte mit einer einheitlichen Theorie prognostizieren. Der Gebrauch eines konkurrierenden Erklärungsmodells ist durchaus rational, solange die daraus abgeleiteten Prognosen nicht systematisch schlechter sind als die der Alternativen.
- Das Prinzip der rationalen Erwartungen, nämlich der Ausschluß von systematischen Prognosefehlern, wird vor allem bei empirischen Analysen relevant. Bei dem Aufbau eines Modells, mit dem konkurrierende Hypothesen getestet oder wirtschaftspolitische Strategien begründet werden sollen, entscheidet man sich für eine bestimmte Theorie. Sind Erwartungen relevant, so muß unter anderem spezifiziert werden, ob die Erwartungsfehler eine Systematik aufweisen sollen oder nicht. Werden rationale Erwartungen unterstellt, darf diese Spezifikation nicht im Widerspruch zum übrigen Modell stehen. Konkret heißt das für die Gleichungen in einem Modell, daß die Schätzwerte für die Inflationserwartungen nicht systematisch von den Schätzwerten der Inflationsrate abweichen dürfen.
- Die Annahme rationaler Erwartungen kann nicht generell als realitätsfern bezeichnet werden. Darauf deuten nicht nur die Untersuchungen über die Effizienz von Finanzmärkten, sondern auch mehrere Analysen von Umfragedaten hin. So zeigt Kirchgässner [1982] für die Bundesrepublik Deutschland, daß die Prognosen der Bevölkerung über das reale Bruttosozialprodukt durchaus den Forderungen der Hypothese der rationalen Erwartungen entsprechen; J. Grossman [1981] kommt zum gleichen Ergebnis für die Prognosen der Geldmenge in den Vereinigten Staaten.
- Die oft vorgebrachte Behauptung, der Unterschied zwischen rationalen und nichtrationalen (z.B. adaptiven) Erwartungen sei nicht so gravierend, daß er schon für den kurzfristigen Prognosehorizont relevant ist, muß bezweifelt werden. An einem Beispiel wurde die erhebliche Diskrepanz verdeutlicht. In der Simulation mit dem St. Louis-Modell gibt es bei adaptiven Erwartungen - auch auf kurze Sicht - große und anhaltende Abweichungen zwischen der tatsächlichen und der erwarteten Inflationsrate. Aus dieser Hypothese und dem daraus folgenden empirischen Befund läßt sich ableiten, daß eine aktive Geldpolitik die

Beschäftigung systematisch beeinflussen kann. Da dies mit der Hypothese rationaler Erwartungen nicht vereinbar ist, gibt es zwischen beiden Theorien fundamentale Unterschiede.

- Die Vertreter der Hypothese rationaler Erwartungen konnten nachweisen, daß sich Modellparameter schneller ändern, als man bisher geglaubt hat. Damit werden Simulationen mit solchen Modellen, die für ein bestimmtes "policy regime" geschätzt sind, wertlos, wenn sich dieses ändert; die prognostizierten Verläufe von Variablen divergieren - je nach Erwartungshypothese - erheblich. In den siebziger Jahren hat es offenbar solche Änderungen der Parameter gegeben, denn die Prognosen der keynesianisch orientierten Modelle erwiesen sich vielfach als falsch.

Bei der Darstellung der wichtigsten modelltheoretischen Ansätze werden vor allem der Modellmechanismus und das konkrete Entscheidungsproblem der Wirtschaftssubjekte beschrieben (Kapitel III). In den Modellen, in denen die Wirtschaftssubjekte entweder nicht zwischen den Änderungen des Preisniveaus und der relativen Preise (relative-aggregate confusion) oder zwischen dauerhaften und vorübergehenden Änderungen der Geldmenge (permanent-transitory confusion) unterscheiden können, besteht immer eine unvollkommene Information darüber, welchen Kurs die Geldpolitik heute oder in Zukunft verfolgt. Die (unvermeidbaren) Fehler bei der Abschätzung der geldpolitischen Änderungen sind das auslösende Moment für die Änderungen der wirtschaftlichen Aktivität, die über einen längeren Zeitraum gesamtwirtschaftlich wohlfahrtsmindernd wirken. Die von Modell zu Modell unterschiedlich formulierten Informationsmängel (z.B. die unterschiedlich definierte Variabilität der Geldpolitik, unerwartete Änderungen der Geldmenge) werden von vielen Autoren operational formuliert und als Ausgangsbasis für empirische Untersuchungen verwendet. Von den zahlreichen Arbeiten werden einige ausgewählt, deren Testmethoden und Ergebnisse werden diskutiert. Wenn sich auch bei den Vorgehensweisen häufig Kritik anbringen läßt, so scheinen die empirischen Analysen insgesamt doch ein gewichtiger Beleg dafür zu sein, daß die Implikationen der neuen klassischen Makromodelle für den jeweiligen Beobachtungszeitraum gültig sind. Die zitierten empirischen Arbeiten sind aber - so auch der Anspruch der neuen Klassiker - nur als erste Bausteine zu werten.

Die empirische Analyse in den Kapiteln IV und V bestätigt die aus den Modellen mit rationalen Erwartungen abgeleiteten Hypothesen auch für die Bundesrepublik Deutschland. Für den Zusammenhang zwischen der Geldmenge M_1 und der Inlandsnachfrage ergaben sich folgende Resultate:

- Die Beziehung zwischen M_1 und der nominalen Inlandsnachfrage ist enger als zwischen M_1 und der realen Inlandsnachfrage.
- Änderungen des Realeinkommens lassen sich besser durch monetäre Schocks erklären als durch die tatsächliche Geldmengenänderung. Dabei werden zwei verschiedene Konzepte zur Bestimmung der nicht beobachtbaren Größe "erwartete Geldmenge" verwendet: Zum einen wird der Geldangebotsprozeß für die gesamte Beobachtungsperiode geschätzt. Zum anderen erfolgt die Schätzung schrittweise; der Beobachtungszeitraum wird immer um ein Quartal verlängert, um den jeweils vorhandenen Informationsstand als Basis für die Erwartungsbildung zu berücksichtigen. Die Residuen der so formulierten Schätzgleichungen

sind als geldpolitische Schocks definiert. Analog zu dem genannten Befund hat die erwartete Geldmenge keinen Einfluß auf die reale Inlandsnachfrage, sie ist neutral.

- Eine hohe Variabilität der Geldpolitik mindert den Effekt einer gegebenen Geldmengenänderung auf das Realeinkommen. Vor allem läßt sich zeigen, daß die Effektivität der Geldpolitik in den siebziger Jahren deutlich niedriger war als in den sechziger Jahren.
- Unterstellt man einen Wechsel im "policy regime" zwischen den sechziger und siebziger Jahren, so läßt sich zeigen, daß die Koeffizienten der Gleichung, in der das Realeinkommen durch geldpolitische Impulse erklärt wird, nur dann stabil sind, wenn man rationale Erwartungen annimmt. Die Prüfung auf Konstanz der Parameter für die jeweiligen Hypothesen ist eine weitere Art, die Annahme rationaler Erwartungen gegen alternative Hypothesen zu testen.

Die empirische Arbeit bedient sich verschiedener Methoden. Zentral ist dabei die Anwendung von Tests auf Granger-Kausalität. Das hier verwendete spezielle Verfahren nach Hsiao scheint - so wird theoretisch erörtert und auch an konkreten Beispielen demonstriert - bei der Suche nach Kausalitätsbeziehungen recht treffsicher zu sein und vor allem den Vorteil zu haben, daß relativ wenige Ad-hoc-Restriktionen (etwa bezüglich der Länge der Wirkungsverzögerungen) getroffen werden müssen.

Die klassischen Makromodelle begründen nachdrücklich - unterstützt durch die empirische Evidenz -, warum die staatlichen Instanzen auf ein aktives Eingreifen in den Wirtschaftsablauf verzichten sollten. Aus den Modellen läßt sich ableiten (Kapitel VI), daß eine stetige, vorangekündigte Strategie der Geldpolitik selbst dann vorzuziehen ist, wenn eine Rezession herrscht oder wenn reale Schocks (etwa aus dem Ausland kommend) auftreten. Dies folgt aus der Hauptaussage der klassischen Modelle, daß nämlich der Einfluß der Geldmenge auf das Realeinkommen nicht hinreichend präzise prognostizierbar ist. Ferner wurden verschiedene Strategien zur Reduzierung der Inflationsrate diskutiert. Die "optimistische" Prognose der Theorie rationaler Erwartungen, daß der Abbau der Inflationsrate ohne große Stabilisierungskrise möglich ist, kann sich nur dann erfüllen, wenn der Kurs der Geldpolitik glaubhaft ist.

Aus den Modellen folgt nicht, daß wirtschaftspolitische Maßnahmen generell keine Auswirkungen auf die wirtschaftliche Aktivität haben. Sie zeigen vielmehr, daß sich realwirtschaftliche Probleme nach Beseitigung der geld- und finanzpolitischen Instabilität auf klassische Phänomene reduzieren, das Beschäftigungsproblem also auf die natürliche Arbeitslosigkeit. Zur Lösung sind danach Änderungen der relativen Preise gefordert; diese sind durch die Lohnpolitik, die Finanzpolitik, aber auch durch ordnungspolitische Reformen (Deregulierung, Beseitigung von leistungshemmenden Faktoren usw.) herbeizuführen.

Die Argumentation der Vertreter der neuen klassischen Makromodelle steht in der Tradition der (europäischen) Liberalen, die sich generell gegen staatliche Eingriffe aussprechen. Auch stellen sich ihnen ähnliche Probleme, wenn es darum geht, die Öffentlichkeit zu überzeugen. Denn sie können keine Beweise dafür erbringen, daß ein Verzicht auf geldpolitische Interventionen die gesamtwirtschaftliche Wohlfahrt erhöht, gibt es doch in der Wirtschaftsgeschichte keine Periode, in der eine stetige

Geldpolitik verfolgt wurde. Zudem scheinen kurzfristige Entwicklungen den Aktivisten recht zu geben, sei es, weil durch Subventionen Arbeitsplätze erhalten werden konnten, oder sei es, weil eine rasche Geldmengenerweiterung half, die Rezession zu überwinden. Deshalb ist es fraglich, ob die Forderungen der neuen klassischen Theorie politisch durchgesetzt werden können. Denn die Versuchung, die Härten der unvermeidlichen realwirtschaftlichen Anpassungsprozesse durch eine expansive Geldpolitik mildern zu wollen, wird groß bleiben. Da dies aber letztlich - wie auch die Erfahrung mit der Stop-and-go-Politik lehrt - doch nicht gelingen kann, besteht die Gefahr, daß es in den Industrieländern bei der Tendenz zu hohen Inflationsraten und hoher Arbeitslosigkeit bleibt.

Anhang

Erläuterungen zu den Schätzgleichungen in Kapitel IV und V

In den Tabellen sind die Schätzergebnisse für die Autoregressionen (mit einer, zwei oder drei Variablen) wiedergegeben. Die Variablen (z.B. y) sind definiert als

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

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 univariate 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/III)

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

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

Die Ordnung der Lags m wird in der Regel fortlaufend zwischen 1 und 12 variiert.

Im hier verwendeten Schema der Kausalitätstests kommen zur Schätzgleichung noch eine bzw. zwei Variable als verzögerte unabhängige Variable hinzu (x bzw. z):

$$[A3] \quad y_t = a_0 + \sum_{i=1}^3 a_i S_i + b_0 + \sum_{i=1}^3 b_i \bar{S}_i + \sum_{j=1}^M d_j y_{t-j} \\ + \sum_{l=1}^n e_l x_{t-l} + \varepsilon_t \quad \text{mit } n = 1, 2, \dots, 12$$

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

In der dreidimensionalen Form lautet die Schätzgleichung allgemein:

$$[A4] \quad y_t = a_0 + \sum_{i=1}^3 a_i S_i + b_0 + \sum_{i=1}^3 b_i \bar{S}_i + \sum_{j=1}^M d_j y_{t-j} \\ + \sum_{l=1}^N e_l x_{t-l} + \sum_{h=1}^k g_h z_{t-h} + \eta_t \quad \text{mit } k = 1, 2, \dots, 12$$

N ist die Anzahl der Lags, die in Gleichung [A3] als das Optimum für die Variable x im Sinne des FPE-Kriteriums ermittelt wurde. Somit bleiben jetzt M und N fixiert. Die Ordnung der Lags der jetzt manipulierten dritten Variablen z wird wiederum variiert und reicht von 1 bis 12.

Quellenangaben zu den verwendeten Daten

1. Daten der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen

Die Werte für das Bruttosozialprodukt und für die Inlandsnachfrage in jeweiligen Preisen und in Preisen von 1976 sowie die Reihen der Bruttolohn- und Gehaltssumme und des Deflators des Bruttosozialprodukts wurden entnommen aus: Statistisches Bundesamt, Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Fachserie 18, Reihe 1, Konten und Standardtabellen, lfd. Jgg.

2. Preisindizes

Der Preisindex für die Lebenshaltung (1976=100) und der Preisindex für die Einfuhr (1976=100) wurden entnommen aus: Statistisches Bundesamt, Fachserie 17, Reihe 7 und Reihe 8, lfd. Jgg.

3. Monetäre Daten

Die Ursprungswerte für die monetäre Basis sowie die Geldmengen M1 und M2 wurden entnommen aus: Deutsche Bundesbank, Monatsberichte, lfd. Jgg. Da die Reihen statistische Brüche aufweisen, wurde eine Umbasierung der zurückliegenden Daten vorgenommen. Die monetäre Basis wurde laufend um Änderungen der Mindestreserveeinlagen, die sich aus einer Veränderung des durchschnittlichen Mindestreservesatzes ergeben, bereinigt (jeweils Berechnungen des Instituts für Weltwirtschaft, Kiel).

Die Berechnungen wurden am Rechenzentrum der Universität Kiel durchgeführt.

Literaturverzeichnis

- AKAIKE, Hirotugu, "Fitting Autoregressive Models for Prediction". *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, Vol. 21, 1969, S. 243-247.
- ALBERRO, José, "The Lucas Hypothesis on the Phillips-Curve: Further International Evidence". *Journal of Monetary Economics*, Vol. 7, 1981, S. 239-250.
- ANDERSON, Paul A., "Rational Expectations: How Important for Economic Policy Analysis?". *Federal Reserve Bank of Minneapolis, Quarterly Review*, Vol. 2, Nr. 4, 1978, S. 4-9.
- ATTFIELD, C.L.F., D. DEMERY, N.W. DUCK, "Unanticipated Monetary Growth, Output and the Price Level: U.K. 1946-77". *European Economic Review*, Vol. 16, 1981, S. 367-385.
- BARRO, Robert J., "Rational Expectations and the Role of Monetary Policy". *Journal of Monetary Economics*, Vol. 2, 1976, S. 1-32.
- [1977a], "Long-Term Contracting, Sticky Prices and Monetary Policy". *Journal of Monetary Economics*, Vol. 3, 1977, S. 305-316.
- [1977b], "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.
- , "Second Thoughts on Keynesian Economics". *The American Economic Review, Papers and Proceedings*, Vol. 69, 1979, S. 54-59.
- , *Money, Expectations and Business Cycles*. New York 1981.
- , Stanley FISCHER, "Recent Developments in Monetary Theory". *Journal of Monetary Economics*, Vol. 2, 1976, S. 133-167.
- , Herschel I. GROSSMAN, *Money, Employment and Inflation*. Cambridge 1976.
- , Mark RUSH, "Unanticipated Money and Economic Activity". In: Stanley FISCHER (Ed.), *Rational Expectations and Economic Policy*. Chicago 1980, S. 23-48.
- BEGG, David K.H., *The Rational Expectations Revolution in Macroeconomics*. Oxford 1982.
- BLEJER, Mario I., Leonardo LEIDERMAN, "On the Real Effects of Inflation and Relative Price Variability: Some Empirical Evidence". *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 62, 1980, S. 539-544.

- BLINDER, Alan S., "Comment on: Robert J. Barro and Mark Rush, Unanticipated Money and Economic Activity". In: Stanley FISCHER (Ed.), Rational Expectations and Economic Policy. Chicago 1980, S. 49-54.
- , "Monetary Accommodation of Supply Shocks under Rational Expectations". Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 13, 1981, S. 425-438.
- , Stanley FISCHER, "Inventories, Rational Expectations, and the Business Cycle". Journal of Monetary Economics, Vol. 8, 1981, S. 277-304.
- BOX, George E.P., Gwilym M. JENKINS, Time Series Analysis. San Francisco 1970.
- BRUNNER, Karl, "Geldtheorie und Geldpolitik, IV. Aus der Sicht des Monetarismus". Handwörterbuch der Wirtschaftswissenschaft, Bd. 3. Tübingen 1981, S. 391-412.
- , Alex CUKIERMAN, Allan H. MELTZER, "The Effects of Money on Labor Demand, Output, Inflation and the Permanence of Economic Shocks". 1979, o.O., unveröff. Manuskript.
- , --, -- [1980a], "Money and Economic Activity, Inventories and Business Cycles". 1980, o.O., unveröff. Manuskript.
- , --, -- [1980b], "Stagflation, Persistent Unemployment and the Permanence of Economic Shocks". Journal of Monetary Economics, Vol. 6, 1980, S. 467-492.
- , --, --, "Money and Economic Activity, Inventories and Business Cycles." Journal of Monetary Economics, Vol. 11, 1983, S. 281-319.
- CARLSON, Keith M., "Inflation, Unemployment and Money. Comparing the Evidence from Simple Models". Federal Reserve Bank of St. Louis, Review, Vol. 60, Nr. 9, 1978, S. 2-6.
- CUKIERMAN, Alex [1979a], "Rational Expectations and the Role of Monetary Policy". Journal of Monetary Economics, Vol. 5, 1979, S. 213-229.
- [1979b], "The Relationship between Relative Prices and the General Price Level: A Suggested Interpretation". The American Economic Review, Vol. 69, 1979, S. 444-447.
- , "Interest Rates During the Cycle, Inventories and Monetary Policy - A Theoretical Analysis". In: Karl BRUNNER, Allan H. MELTZER (Eds.), The Cost and Consequences of Inflation. Amsterdam 1981, S. 87-144.
- , "Relative Price Variability, Inflation and the Allocative Efficiency of the Price System". Journal of Monetary Economics, Vol. 9, 1982, S. 131-162.

- CUKIERMAN, Alex, Paul WACHTEL, "Differential Inflationary Expectations and the Variability of the Rate of Inflation: Theory and Evidence". *The American Economic Review*, Vol. 69, 1979, S. 595-609.
- , Allan H. MELTZER, *A Positive Theory of Credibility and Monetary Inflation*. November 1982, o.O., unveröff. Manuskript.
- DOAN, Thomas A., Robert B. LITTERMAN, *User's Manual RATS. Version 4.0*. Winchester, November 1980, unveröff. Manuskript.
- FAMA, Eugene F., "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work". *Journal of Finance*, Vol. 25, 1970, S. 383-417.
- FEIGE, Edgar L., Douglas K. PEARCE, "Economically Rational Expectations: Are Innovations in the Rate of Inflation Independent of Innovations in Measures of Monetary and Fiscal Policy?". *Journal of Political Economy*, Vol. 84, 1976, S. 499-522.
- FISCHER, Stanley, "Anticipations and the Nonneutrality of Money". *Journal of Political Economy*, Vol. 87, 1979, S. 225-252.
- , "On Activist Monetary Policy with Rational Expectations". In: Stanley FISCHER (Ed.), *Rational Expectations and Economic Policy*. Chicago 1980, S. 211-235.
- FRIEDMAN, Milton, "The Methodology of Positive Economics". In: Milton FRIEDMAN, *Essays in Positive Economics*. Chicago 1953, S. 3-43.
- , *A Program for Monetary Stability*. New York 1960.
- , "The Role of Monetary Policy". *The American Economic Review*, Vol. 58, 1968, S. 1-17.
- , *The Optimum Quantity of Money and Other Essays*. Chicago 1969.
- , *Unemployment versus Inflation?* International Economic Association, Lecture No. 2, Wolverhampton 1975.
- , "Nobel Lecture: Inflation and Unemployment". *Journal of Political Economy*, Vol. 85, 1977, S. 451-472.
- , Anna J. SCHWARTZ, *A Monetary History of the United States, 1867-1960*. Princeton 1963.
- GEBERT, Dietmar, Joachim SCHEIDE, *Die Lokomotiven-Strategie als wirtschaftspolitisches Konzept*. Kiel 1980.
- GEWEKE, John F., "Causality, Exogeneity, and Inference". Aix-en-Provence 1980, unveröff. Manuskript.
- GIERSCH, Herbert, *Allgemeine Wirtschaftspolitik*, 1. Bd. - Grundlagen. Wiesbaden 1961.
- , *Allgemeine Wirtschaftspolitik*, 2. Bd. - Konjunktur- und Wachstumspolitik in der offenen Wirtschaft. Wiesbaden 1977.

- GIERSCH, Herbert, "Beschäftigung, Stabilität, Wachstum - Wer trägt die Verantwortung?". In: Herbert GIERSCH (Hrsg.), *Wie es zu schaffen ist. Agenda für die deutsche Wirtschaftspolitik*. Stuttgart 1983, S. 21-33.
- GRANGER, Clive W.J., "The Typical Spectral Shape of an Economic Variable". *Econometrica*, Vol. 34, 1966, S. 150-161.
- , "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 NEWBOLD, "Spurious Regressions in Econometrics". *Journal of Econometrics*, Vol. 2, 1974, S. 111-120.
- , -- [1977a], *Forecasting Economic Time Series*. New York 1977.
- , -- [1977b], "The Time Series Approach to Econometric Model Building". In: FEDERAL RESERVE BANK OF MINNEAPOLIS (Ed.), *New Methods in Business Cycle Research: Proceedings from a Conference*. Minneapolis 1977, S. 7-21.
- GROSSMAN, Herschel I., "Rational Expectations, Business Cycles, and Government Behavior". In: Stanley FISCHER (Ed.), *Rational Expectations and Economic Policy*. Chicago 1980, S. 5-22.
- GROSSMAN, Jacob, "The 'Rationality' of Money Supply Expectations and the Short-Run Response of Interest Rates to Monetary Surprises". *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 13, 1981, S. 409-424.
- GUTIERREZ-CAMARA, José L., Hans-Joachim HUSS, "The Interaction Between Floating Exchange Rates, Money, and Prices - An Empirical Analysis". *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 119, 1983, S. 401-428.
- HAFER, R.W., "Selecting a Monetary Indicator: A Test of the New Monetary Aggregates". *Federal Reserve Bank of St. Louis, Review*, Vol. 63, Nr. 2, 1981, S. 12-18.
- HALL, Robert E., "Labor Supply and Aggregate Fluctuations". In: Karl BRUNNER, Allan H. MELTZER (Eds.), *On the State of Macro-Economics*. Amsterdam 1980, S. 7-33.
- HAYEK, Friedrich A., *Monetary Theory and the Trade Cycle*. London 1933.
- , *Der Wettbewerb als Entdeckungsverfahren*. Kieler Vorträge, N.F., 56, Tübingen 1968.
- , *Full Employment at Any Price?* London 1975.
- , "Gradualism Unacceptable. Stop Inflation Quickly". *International Herald Tribune*, Paris, 19. Februar 1980, S. 7.

- HOFFMANN, Dennis L., Don E. SCHLAGENHAUF, "An Econometric Investigation of the Monetary Neutrality and Rationality Propositions from an International Perspective". *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 64, 1982, S. 562-571.
- HSIAO, Cheng, "Causality Tests in Econometrics". *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 1, 1979, S. 321-346.
- , "Autoregressive Modelling and Money-Income Causality Detection". *Journal of Monetary Economics*, Vol. 7, 1981, S. 85-106.
- , "Autoregressive Modelling and Causal Ordering of Economic Variables". *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 4, 1982, S. 243-259.
- JACOBS, Rodney L., Edward E. LEAMER, Michael P. WARD, "Difficulties with Testing for Causation". *Economic Inquiry*, Vol. 17, 1979, S. 401-413.
- KEYNES, John M., *The General Theory of Employment, Interest and Money*. London 1936.
- KIRCHGASSNER, Gebhard, *Einige neuere statistische Verfahren zur Erfassung kausaler Beziehungen zwischen Zeitreihen. Darstellung und Kritik*. Göttingen 1981.
- , "Sind die Erwartungen der Wirtschaftssubjekte 'rational'? Eine empirische Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland". *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 118, 1982, S. 215-240.
- KIRKPATRICK, Grant, "Real Factor Prices and German Manufacturing Employment. A Time Series Analysis, 1960 I - 1979 IV". *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 118, 1982, S. 79-103.
- LAIDLER, David, "What Could Reasonably Have Been Expected from Monetarism? - An Overview". In: *THE FRASER INSTITUTE (Ed.), Challenging Complacency - Monetarism: Any Verdict Yet?* Vancouver 1983, S. 5-19.
- LEAHEY, Cary, Bruce MIZRACH, "A Rational Expectations Model of the U.S. Economy". *The Data Resources Review of the U.S. Economy*, Lexington, Juni 1982, S. 126-130.
- LEIDERMAN, Leonardo, "Unanticipated Movements in Aggregate Demand and the Business Cycle". *Economic Letters*, Vol. 2, Nr. 2, 1979, S. 125-129.
- LEVI, Maurice D., John H. MAKIN, "Inflation Uncertainty and the Phillips-Curve: Some Empirical Evidence". *The American Economic Review*, Vol. 70, 1980, S. 1022-1027.
- LOGUE, Dennis E., Richard J. SWEENEY, "Inflation and Real Growth: Some Empirical Results". *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 13, 1981, S. 497-501.

- LUCAS, Robert E., Jr. [1972a], "Econometric Testing of the Natural Rate Hypothesis". In: Otto ECKSTEIN (Ed.), *The Econometrics of Price Determination Conference*. Washington 1972, S. 50-59.
- [1972b], "Expectations and the Neutrality of Money". *Journal of Economic Theory*, Vol. 4, 1972, S. 103-124.
- , "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 BRUNNER, Allan H. MELTZER (Eds.), *The Phillips-Curve and Labor Markets*. Amsterdam 1976, S. 19-46.
- , "Understanding Business Cycles". In: Karl BRUNNER, Allan H. MELTZER (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.
- , "Paul McCracken et al., Towards Full Employment and Price Stability. A Review". In: Karl BRUNNER, Allan H. MELTZER (Eds.), *Policies for Employment, Prices and Exchange Rates*. Amsterdam 1979, S. 161-168.
- [1980a], "Methods and Problems in Business Cycle Theory". *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 12, 1980, S. 696-715.
- [1980b], "Rules, Discretion, and the Role of the Economic Advisor". In: Stanley FISCHER (Ed.), *Rational Expectations and Economic Policy*. Chicago 1980, S. 199-210.
- [1980c], "Two Illustrations of the Quantity Theory of Money". *The American Economic Review*, Vol. 70, 1980, S. 1005-1014.
- [1981a], "Discussion of Stanley Fischer's, 'Towards an Understanding of the Costs of Inflation: II'". In: Karl BRUNNER, Allan H. MELTZER (Eds.), *The Costs and Consequences of Inflation*. Amsterdam 1981, S. 43-52.
- [1981b], *Studies in Business Cycle Theory*. Oxford 1981.
- [1981c], "Tobin and Monetarism: A Review Article". *Journal of Economic Literature*, Vol. 19, 1981, S. 558-567.
- , Leonard A. RAPPING, "Real Wages, Employment and Inflation". *Journal of Political Economy*, Vol. 77, 1969, S. 721-754.
- , Thomas J. SARGENT, "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.

- LUCAS, Robert E., Jr., Thomas J. SARGENT (Eds.), *Rational Expectations and Econometric Practice*. Minneapolis 1981.
- MACHLUP, Fritz, "Idealtypus, Wirklichkeit und Konstruktion". *Ordo*, Vol. 12, 1960, S. 21-57. Wiederabgedruckt in: Reimut JOCHIMSEN, Helmut KNOBEL (Hrsg.), *Gegenstand und Methoden der Nationalökonomie*. Köln 1971, S. 226-254.
- , "The Rationality of 'Rational Expectations'". *Kredit und Kapital*, Vol. 16, 1983, S. 172-183.
- MADDALA, G.S., *Econometrics*. New York 1977.
- McCALLUM, Bennett T., "Price-Level Stickiness and the Feasibility of Monetary Stabilization Policy with Rational Expectations". *Journal of Political Economy*, Vol. 85, 1977, S. 277-284.
- , "The Current State of the Policy-Ineffectiveness Debate". *The American Economic Review, Papers and Proceedings*, Vol. 69, 1979, S. 285-292.
- [1980a], "Introduction". *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 12, 1980, S. 691-695.
- [1980b], "Rational Expectations and Macroeconomic Stabilization Policy". *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 12, Nr. 4, 1980, S. 716-746.
- MELTZER, Allan H., "The Conduct of Monetary Policy Under Current Monetary Arrangements". *Journal of Monetary Economics*, Vol. 4, 1978, S. 371-388.
- MINFORD, Patrick, "Comment on: Robert J. Barro, Money, Expectations and Business Cycles". *Economic Journal*, Vol. 92, 1982, S. 188-189.
- MODIGLIANI, Franco, "The Monetarist Controversy or, Should We Fore-sake Stabilization Policies". *The American Economic Review*, Vol. 67, 1977, S. 1-19.
- , Lucas PAPADEMOS, "Monetary Policy for the Coming Quarters: The Conflicting Views". *New England Economic Review*, Vol. 58, 1976, S. 2-35.
- MUTH, John F., "Optimal Properties of Exponentially Weighted Fore-casts". *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 55, 1960, S. 299-306.
- , "Rational Expectations and the Theory of Price Movements". *Econometrica*, Vol. 29, 1961, S. 315-335.
- NEFTÇI, Salih N., Thomas J. SARGENT, "A Little Bit of Evidence on the Natural Rate Hypothesis from the U.S.". *Journal of Monetary Economics*, Vol. 4, 1978, S. 315-319.

- NELSON, Charles R., "Granger Causality and the Natural Rate Hypothesis". *Journal of Political Economy*, Vol. 87, 1979, S. 390-394.
- OKUN, Arthur M., "Efficient Disinflationary Policy". *The American Economic Review*, Vol. 68, 1978, S. 348-352.
- PARKS, Richard W., "Inflation and Relative Price Variability". *Journal of Political Economy*, Vol. 86, 1978, S. 79-95.
- PHELPS, Edmund S., "Money-Wage Dynamics and Labor-Market Equilibrium". *Journal of Political Economy*, Vol. 76, 1968, S. 678-711.
- PINDYCK, Robert S., Daniel L. RUBINFELD, *Econometric Models and Economic Forecasts*. New York 1976.
- SARGENT, Thomas J., "Rational Expectations, the Real Rate of Interest, and the Natural Rate of Unemployment". *Brookings Papers on Economic Activity*, 1973, Nr. 2, S. 429-480.
- [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.
- [1976c], "Testing for Neutrality and Rationality". In: FEDERAL RESERVE BANK OF MINNEAPOLIS (Ed.), *A Prescription for Monetary Policy: Proceedings from a Seminar Series*. Minneapolis 1976, S. 1-21.
- , "Estimation of Dynamic Labor Demand Schedules under Rational Expectations". *Journal of Political Economy*, Vol. 86, 1978, S. 1009-1044.
- [1979a], "Estimating Vector Autoregressions Using Methods Not Based on Explicit Economic Theories". *Federal Reserve Bank of Minneapolis, Quarterly Review*, Vol. 3, Nr. 3, 1979, S. 8-15.
- [1979b], *Macroeconomic Theory*. New York 1979.
- , "Rational Expectations and the Reconstruction of Macroeconomics". *Federal Reserve Bank of Minneapolis, Quarterly Review*, Vol. 4, Nr. 3, 1980, S. 15-19.
- , "Interpreting Economic Time Series". *Journal of Political Economy*, Vol. 89, 1981, S. 213-248.
- , Neil WALLACE, "'Rational' Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule". *Journal of Political Economy*, Vol. 83, 1975, S. 241-254.
- , --, "Rational Expectations and the Theory of Economic Policy". *Journal of Monetary Economics*, Vol. 2, 1976, S. 169-183.

- SARGENT, Thomas J., Christopher A. SIMS, "Business Cycle Modeling Without Pretending to Have Too Much A Priori Economic Theory". In: FEDERAL RESERVE BANK OF MINNEAPOLIS (Ed.), *New Methods in Business Cycle Research: Proceedings from a Conference*. Minneapolis 1977, S. 45-109.
- SAWA, Takamitsu, "Information Criteria for Discriminating Among Alternative Regression Models". *Econometrica*, Vol. 46, 1978, S. 1273-1291.
- SCHEIDE, Joachim [1982a], *Geldpolitik, Einkommen und Preisniveau: Kausalitätstests für die Bundesrepublik Deutschland*. Kieler Arbeitspapiere, 135, Januar 1982.
- [1982b], *Geldpolitik und Konjunktur: Sind Erwartungen rational?* Kieler Arbeitspapiere, 142, Juni 1982.
- [1982c], "Vereinigte Staaten: Rezession noch nicht überwunden". *Die Weltwirtschaft*, 1982, H. 2, S. 85-97.
- SCHÖNFELD, Peter, *Methoden der Ökonometrie*. Bd. I. Berlin 1969.
- , *Methoden der Ökonometrie*. Bd. II. München 1971.
- SIMONS, Henry C., "Rules Versus Authorities in Monetary Policy". *Journal of Political Economy*, Vol. 44, 1936, S. 1-30.
- SIMS, Christopher A., "Money, Income and Causality". *The American Economic Review*, Vol. 62, 1972, S. 540-552.
- , "Macroeconomics and Reality". *Econometrica*, Vol. 48, 1980, S. 1-48.
- , "What Kind of a Science is Economics? A Review Article on 'Causality in Economics' by John R. Hicks". *Journal of Political Economy*, Vol. 89, 1981, S. 578-583.
- TOBIN, James, "Money and Income: Post Hoc Ergo Propter Hoc?". *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 84, 1970, S. 301-317.
- [1980a], "Are New Classical Models Plausible Enough to Guide Policy?". *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 12, 1980, S. 788-799.
- [1980b], *Asset Accumulation and Economic Activity: Reflections of Contemporary Macroeconomic Theory*. Chicago 1980.
- TRAN VAN HOA, "Causality and Wage Price Inflation in West Germany 1964-1979". *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 117, 1981, S. 110-124.
- TRAPP, Peter, *Geldmenge, Ausgaben und Preisanstieg in der Bundesrepublik Deutschland*. Kieler Studien, 138, Tübingen 1976.
- TURNER, Thomas H., Charles H. WHITEMAN, "Econometric Policy Evaluation under Rational Expectations". *Federal Reserve Bank of Minneapolis, Quarterly Review*, Vol. 5, Nr. 2, 1981, S. 6-15.

- VINING, Daniel R., Thomas C. ELWERTOWSKI, "The Relationship between Relative Prices and the General Price Level". *The American Economic Review*, Vol. 66, 1976, S. 699-708.
- WALLACE, Neil, "Microeconomic Theories of Macroeconomic Phenomena and Their Implications for Monetary Policy". In: FEDERAL RESERVE BANK OF MINNEAPOLIS (Ed.), *A Prescription for Monetary Policy: Proceedings from a Seminar Series*. Minneapolis 1976, S. 23-34.
- WALLIS, Kenneth F., "Econometric Implications of the Rational Expectations Hypothesis". *Econometrica*, Vol. 48, 1980, S. 49-73.
- WALTER, Ilse Annette, *Empirische Überprüfung monetaristischer Hypothesen mit spektralanalytischen Methoden*. Frankfurt/M. 1979.
- WEINTRAUB, Robert, "Comment on: Robert J. Barro and Mark Rush, Unanticipated Money and Economic Activity". In: Stanley FISCHER (Ed.), *Rational Expectations and Economic Policy*. Chicago 1980, S. 63-70.
- WIENER, Norbert, "The Theory of Prediction". In: Edwin F. BECKENBACH (Ed.), *Modern Mathematics for Engineers, Series 1*. New York 1956, S. 165-190.
- WILLES, Mark H., "The Future of Monetary Policy: The Rational Expectation Perspective". *Federal Bank of Minneapolis, Quarterly Review*, Vol. 4, Nr. 2, 1980, S. 1-7.
- WOGIN, Gillian, "Unemployment and Monetary Policy and Rational Expectations: Some Canadian Evidence". *Journal of Monetary Economics*, Vol. 6, 1980, S. 59-68.