

Läufer, Nikolaus K. A.

Working Paper

Fiskalpolitik versus Geldpolitik - Zur Frage ihrer relativen Bedeutung. Eine empirische Untersuchung für die BRD

Diskussionsbeiträge, No. 20

Provided in Cooperation with:

Department of Economics, University of Konstanz

Suggested Citation: Läufer, Nikolaus K. A. (1973) : Fiskalpolitik versus Geldpolitik - Zur Frage ihrer relativen Bedeutung. Eine empirische Untersuchung für die BRD, Diskussionsbeiträge, No. 20, Universität Konstanz, Fachbereich Wirtschaftswissenschaften, Konstanz

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/68852>

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.

F I S K A L P O L I T I K
versus
G E L D P O L I T I K —
ZUR FRAGE IHRER RELATIVEN
BEDEUTUNG ✓
Eine empirische Untersuchung
für die BRD
von
Nikolaus K.A. Läufer

September 1973

Diskussionsbeiträge des Fachbereichs Wirtschaftswissenschaften Nr. 20

INHALT

| | Seite |
|--|-------|
| I. Einleitung | 1 |
| II. Die Hypothesen | 2 |
| III. Das Verfahren und die technische Formulierung der Hypothesen | 4 |
| IV. Theoretische Erwartungen | 11 |
| V. Zur Auswahl der Politikmaße | 15 |
| 1. Kritik am Vollbeschäftigungsbudgetüberschuß als Fiskalmaß | 15 |
| 2. Das Initial-Stimulus-Konzept als bessere Alternative | 15 |
| 3. Kritik an den Geldpolitikmaßen Geldmenge und Geldbasis | 16 |
| 4. Die erweiterte Geldbasis als bessere Alternative | 17 |
| VI. Die BRD - ein Fall mit umgekehrter Kausalität (reversed causation) | 18 |
| VII. Zur Auswahl der Datenform (Zyklus versus Trend) | 20 |
| VIII. Test-Ergebnisse für die BRD | 23 |
| 1. Vorbemerkung | 23 |
| 2. Ergebnisse bei Einfach-Bindung | 24 |
| 3. Ergebnisse bei Zweifach-Bindung | 25 |
| 4. Fiskalpolitik ohne Lag mit und ohne Exporte | 27 |
| a) Ohne Exporte | 27 |
| b) Mit Exporten | 28 |
| 5. Zusammenfassung der Ergebnisse | 29 |
| IX. Schlußbemerkung | 32 |
| Anhang | 33 |
| 1. Anmerkungen zum Datenmaterial | 33 |
| 2. Anmerkungen zu den Tabellen | 36 |
| 3. Tabellen | 37 |
| Fussnoten | |

I. Einleitung

In der wirtschaftspolitischen Diskussion taucht in letzter Zeit explizit oder implizit verstärkt die Frage auf nach der relativen Bedeutung der Fiskalpolitik einerseits und der Geldpolitik andererseits. Die Rolle, die die beiden Politikarten überhaupt spielen können, ist insbesondere bei den stabilitätspolitischen Zielen umstritten. Bei einer unerwünschten Entwicklung, wie sie z.B. in den hohen Preissteigerungsraten der letzten Zeit vorliegen, besteht seitens der Träger der amtlichen Wirtschaftspolitik eine verstärkte Neigung auf die eigene Ohnmacht und auf das Fehlverhalten anderer wichtigerer und wirkungsvollerer Instanzen hinzuweisen. Nicht zuletzt schlagen sich solche Exkulpationsversuche des tatsächlich oder vermeintlich Ohnmächtigen aber gleichwohl Verantwortlichen in einem Drängen nach neuen und zusätzlichen wirtschaftspolitischen Instrumenten nieder.

Im Vergleich mit den USA ist in der BRD bis jetzt wenig getan worden, um die Frage der relativen Bedeutung von Geld- und Fiskalpolitik wissenschaftlich zu beantworten. Die vorliegende Arbeit stellt einen solchen Versuch dar. Sie knüpft an Arbeiten an, deren erste, die von ANDERSEN und JORDAN, bereits vor fünf Jahren veröffentlicht worden ist.

II. Die Hypothesen

ANDERSEN und JORDAN (künftig AuJ genannt) kommen in ihrer Untersuchung¹⁾ über die Vereinigten Staaten zu folgenden Feststellungen:

Die Reaktion der wirtschaftlichen Aktivität auf geldpolitische Maßnahmen ist

1. größer (stärker),
2. besser vorhersagbar (zuverlässiger prognostizierbar) und
3. schneller

als die entsprechende Reaktion auf fiskalpolitische Maßnahmen. Diese Aussagen sind das Ergebnis einer regressionsanalytischen Untersuchung von Vierteljahresdaten der Periode 1952/I -1968/II. Dabei diente ein Maß für die wirtschaftliche Aktivität als abhängige oder zu erklärende Variable. Ein Maß für die Geldpolitik und ein Maß für die Fiskalpolitik stellten die unabhängigen oder erklärenden Variablen dar.

Als Maß der wirtschaftlichen Aktivität diente das Bruttosozialprodukt zu laufenden Preisen. Die geldpolitischen Maßnahmen wurden alternativ durch die sogenannte Geldbasis und durch die Geldmenge repräsentiert, während die Maßnahmen der Fiskalpolitik durch den sogenannten Vollbeschäftigungsbudgetüberschuß (high-employment surplus) und alternativ durch seine Komponenten, nämlich die Vollbeschäftigungsausgaben und die Vollbeschäftigungssteuereinnahmen des Staates, erfaßt wurden.

Die Geldmenge ist bei AuJ eng definiert, sie umfaßt also die Sichtdepositen der Nichtbanken und das Bargeld. Die Geldbasis läßt sich von der Verwendungsseite her als Zentralbankgeld in Händen der Kreditinstitute und der Nichtbanken definieren. Es ist also jenes Geld im Besitz von Kreditinstituten und Nichtbanken, das nur von der Zentralbank und nicht von den Kreditinstituten selbst geschaffen werden kann. Die Geldbasis ist demnach auch gleich der Summe aus der Bargeldhaltung der Nichtbanken (C) und den Zentralbankgeldreserven (R) der Kreditinstitute:

$$B = C + R \quad (1)$$

Das Vollbeschäftigungsbudget ist eine Schätzung des Staatsbudgets im Rahmen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung für ein mehr oder weniger willkürlich definiertes Vollbeschäftigungsniveau der wirtschaftlichen Aktivität. Das Vollbeschäftigungsbudget versucht durch Messung der staatlichen Einnahmen und Ausgaben bei einem mit Vollbeschäftigung zu vereinbarenden Sozialproduktsniveau den Einfluß der laufenden Veränderungen des Sozialprodukts auf die Budgetposition zu eliminieren, um so ein Maß für die Richtung und die Stärke diskretionärer fiskalpolitischer Veränderungen zu erhalten. ²⁾

III. Das Verfahren und die technische Formulierung der Hypothesen

Das statistische Verfahren, daß AuJ und ich zugrunde legen, ist die sogenannte ALMON-Lag-Technik. Sie ist methodisch unter die multiple Regressionsanalyse zu subsummieren. Die ALMON-Lag-Technik erlaubt es, die Verzögerungen in den Wirkungen und die zeitliche Verteilung der Wirkungen von geld- oder fiskalpolitischen Maßnahmen auf die wirtschaftliche Aktivität zu erfassen, ohne daß man dazu den Typ der zeitlichen Verteilung der Wirkungen von vornherein spezifizieren muß. Ich nehme zu Demonstrationszwecken vereinfachend an, daß die Gesamtheit der Wirkungen auf die wirtschaftliche Aktivität sowohl der Geldpolitik als auch der Fiskalpolitik sich innerhalb von zwei Perioden einstellt, und kann dann folgende Regressionsgleichung formulieren:

$$Y_t = a + bt + m_0 M_t + m_1 M_{t-1} + f_0 F_t + f_1 F_{t-1} + u_t \quad (2)$$

Darin ist

Y_t = das nominelle Bruttosozialprodukt der Periode t
(als Maß der wirtschaftlichen Aktivität)

t = die Zeit als Index und als Variable
(zur Erfassung der Trendeinflüsse)

M_t = die Geldmenge oder die erweiterte Geldbasis der Periode t
(als Maß für die Geldpolitik der Periode t)

F_t = das Vollbeschäftigungsbudgetdefizit oder der Initial-Stimulus ³⁾
(als Maß für die Fiskalpolitik der Periode t)

u_t = ein stochastisches Fehlerglied
(Bündel aller übrigen hier nicht explizit berücksichtigten Determinanten der wirtschaftlichen Aktivität)

a = ein konstantes Glied

b = ein Maß für den linearen Trendeinfluß

m_i = ein Maß für den Effekt der Geldpolitik auf die wirtschaftliche Aktivität

(m_0 = ein Maß für die Sofortwirkung

m_1 = ein Maß für die verzögerte Wirkung, d.h. für die Wirkung in der 1. Periode nach Ergreifen einer Maßnahme)

f_j = ein Maß für den Effekt der Fiskalpolitik auf die wirtschaftliche Aktivität

(f_0 = ein Maß für die Sofortwirkung

f_1 = ein Maß für die um eine Periode verzögerte Wirkung)

Der geldpolitische (bzw. fiskalpolitische) Gesamteffekt (Gesamtwirkung) läßt sich durch die Summe aus unverzögerter und verzögerter Wirkung, d.h. durch

$$m_0 + m_1 \quad (\text{bzw. } f_0 + f_1)$$

darstellen.

Ich will im weiteren stillschweigend voraussetzen, daß die Variablen M_t und F_t standardisiert worden sind. Alle Beobachtungen für diese Variablen seien also durch die zugehörige Standardabweichung dividiert (normiert) worden. Damit schalte ich die Möglichkeit aus, daß etwa die Summe $m_0 + m_1$ nur deswegen größer ist als die Summe $f_0 + f_1$, weil die Varianz des Geldpolitikmaßes im Beobachtungszeitraum kleiner war als die des Fiskalpolitikmaßes.

Das besondere an der ALMON-Lag-Technik besteht nun darin, daß man die unbekannt Koeffizienten m_i und f_j nicht direkt schätzt, sondern jeden dieser Koeffizienten als ein Polynom auffaßt und durch ein Polynom definiert:

$$m_i = \alpha_0 + \alpha_1 i + \alpha_2 i^2 \quad i = 0, 1, \dots$$

$$f_j = \beta_0 + \beta_1 j + \beta_2 j^2 \quad j = 0, 1, \dots$$

Setzt man zum Beispiel diese Polynome zweiten Grades ⁴⁾ in die obige Regressionsgleichung ein, dann treten an die Stelle der unbekannt Koeffizienten m_i und f_j die unbekannt Koeffizienter α_i und β_j . Aus Schätzungen für die Koeffizienten α_i und β_j

berechnet man anhand der polynomialen Definitionsgleichungen die eigentlich interessierenden Koeffizienten m_i und f_j .

Das Entscheidende an der ALMON-Lag-Technik ist die Besonderheit, daß man durch Verwendung polynomialer Definitionen (Restriktionen) theoretisch sinnvolle Schätzergebnisse erhält, während eine direkte oder unmittelbare Anwendung der gewöhnlichen Kleinstquadratmethode auf die Ausgangsgleichung ohne solche Restriktionen meist zu unerwünschten Ergebnissen dergestalt führt, daß die Schätzungen der Koeffizienten m_i und f_j in theoretisch sinnloser Weise ihr Vorzeichen wechseln und völlig willkürlich einmal positiv und einmal negativ ausfallen. Die polynomialen Definitionen stellen relativ schwache a-priori-Restriktionen (für die zu schätzenden Koeffizienten) dar, mit denen solche Irregularitäten ausgeschaltet werden können.

Die Aussagen von AuJ lassen sich nach diesen methodischen Vorbemerkungen vereinfacht wie folgt darstellen:

1. Die Aussage, die Wirkung der Geldpolitik auf die wirtschaftliche Aktivität sei größer bzw. stärker als die der Fiskalpolitik, bedeutet entweder, daß jeder einzelne Koeffizient für die Wirkungen der Geldpolitik größer ist als der zeitlich entsprechende Koeffizient für die Wirkungen der Fiskalpolitik, d.h. daß:

$$(a) \quad m_i > f_i \quad \text{für alle } i$$

oder, daß die Summe der Koeffizienten für die Teilwirkungen, d.h. die Gesamtwirkung der Geldpolitik größer ist als die Summe der Koeffizienten für die Teilwirkungen, d.h. die Gesamtwirkung der Fiskalpolitik:

$$(b) \quad m_0 + m_1 > f_0 + f_1$$

Die Konstellation (a) schließt die von (b) ein. (Hier wird die Standardisierungsannahme relevant.)

2. Die Aussage, die Wirkungen der Geldpolitik auf die wirtschaftliche Aktivität seien besser vorhersagbar, d.h. zuverlässiger prognostizierbar als die der Fiskalpolitik, bedeutet, daß der relative statistische Fehler⁵⁾, mit dem die Schätzung der Koeffizienten behaftet ist, bei den Koeffizienten für die Wirkungen der Geldpolitik kleiner ist als bei den entsprechenden Koeffizienten der Fiskalpolitik.

Bezüglich der Teilwirkungen bedeutet diese Hypothese, daß

$$\frac{\hat{\sigma}_{\hat{m}_i}}{\hat{m}_i} < \frac{\hat{\sigma}_{\hat{f}_i}}{\hat{f}_i} \quad \text{für alle } i$$

($\hat{\sigma}_x$ = Standardabweichung der Schätzung von x
 $\hat{}$ = Schätzung).

Eine entsprechende Relation läßt sich für die Summe der geschätzten Teil- oder Einzelwirkungen, d.h. für den Fall angeben, daß die bessere Prognostizierbarkeit der Gesamtwirkung gemeint ist:

$$\frac{\hat{\sigma}_{\hat{m}_1 + \hat{m}_2}}{\hat{m}_1 + \hat{m}_2} < \frac{\hat{\sigma}_{\hat{f}_1 + \hat{f}_2}}{\hat{f}_1 + \hat{f}_2}$$

3. Die Aussage, die Wirkungen der Geldpolitik auf die wirtschaftliche Aktivität stellten sich schneller ein als die der Fiskalpolitik, bedeutet - bezogen auf die Teil- oder Einzelwirkungen - , daß der gewogene durchschnittliche Zeitbedarf, den die sukzessiven Einzelwirkungen für ihr Eintreten benötigen, bei der Geldpolitik geringer ist als bei der Fiskalpolitik.

$$\frac{1 \cdot m_0 + 2 \cdot m_1}{m_0 + m_1} < \frac{1 \cdot f_0 + 2 \cdot f_1}{f_0 + f_1}$$

Gewogen wird dabei mit der Stärke der Wirkung (m_i, f_i).

Bezogen auf die Gesamtwirkung besagt die Geschwindigkeitshypothese, daß der Zeitbedarf für das Eintreten der Gesamtwirkung, d.h. die Zahl der Perioden, die nötig sind bis die letzte der Teilwirkungen eingetreten ist, im Falle der Geldpolitik geringer ist als im Falle der Fiskalpolitik. Diese Form der Geschwindigkeitshypothese ist natürlich nur sinnvoll, wenn nicht - wie bei AuJ - von vornherein bei der Schätzung gleicher Gesamtzeitbedarf, d.h. gleiche Zahl verzögerter Perioden beim Geld- und Fiskalpolitikmaß angenommen worden ist.

Zu beachten ist auch die Möglichkeit, daß man zu unterschiedlichen Ergebnissen hinsichtlich des Zeitbedarfs kommen kann, je nachdem ob man den durchschnittlichen Zeitbedarf der Einzelwirkungen oder den Zeitbedarf für das Eintreten der Gesamtwirkung ins Auge faßt.

Aber die Geschwindigkeitshypothese unterscheidet sich im Hinblick auf diese Möglichkeiten nicht von den übrigen Hypothesen. Bei allen drei Hypothesen ist die Formulierung für die Einzelwirkungen von der Formulierung für die Gesamtwirkung zu unterscheiden.

Das ALMON-Lag-Verfahren ist in mehrfacher Weise flexibel.

- a) Man kann den Typ des Polynoms frei wählen und variieren (Lagrange-Polynome, Newtonsche Polynome etc.).
- b) Man kann den Grad des Polynoms, das die Koeffizienten definiert, variieren.
- c) Man kann vor allem die Anzahl der Perioden variieren, um die eine Variable (Regressor) maximal verzögert in der Gleichung vorkommt. Man kann also die zeitliche Verteilung der Wirkungen variieren. Man spricht in diesem Zusammenhang von verteilten Lags und von der Variation der Länge der Lag-Verteilung.

d) Selbstverständlich ist die Zahl der Variablen, die man als Erklärungsgrößen (Regressoren) für die abhängige Variable heranzieht und für die man eine zeitliche Verteilung der Wirkungen annimmt, nicht vom Verfahren her begrenzt, allenfalls von der Kapazität der verwendeten Rechenmaschine. Die Rechnerkapazität begrenzt natürlich auch die in ein Rechenprogramm aufnehmbaren Alternativen für den Grad des Polynoms.

Mein Programm, das ich in ALGOL geschrieben habe, verwendet wie AuJ den oben angeschriebenen einfachen Polynomtyp und erlaubt eine Variation der Zahl der Variablen, ferner der Zahl der Perioden, um die eine Variable maximal verzögert wird, d.h. der Länge der Lagverteilung, und schließlich eine Variation des Polynomgrades. Der Polynomgrad und die Länge der Lagverteilung sind bei jeder Erklärungsvariablen beliebig, und unabhängig vom Polynomgrad und der Länge der Lagverteilung bei den anderen Erklärungsvariablen variierbar. Eine zutreffendere weil allgemeinere Darstellung der von mir verwendeten Regressionsgleichung wäre deshalb:

$$Y_t = a + bt + \sum_{i=0}^{l_m} m_i M_{t-i} + \sum_{j=0}^{l_f} f_j F_{t-j} + u_t \quad (3)$$

mit den polynomialen Restriktionen (4.Grades):

$$m_i = \alpha_0 + \alpha_1 i + \alpha_2 i^2 + \alpha_3 i^3 + \alpha_4 i^4 \quad i = 0, 1, \dots, l_m$$

$$f_j = \beta_0 + \beta_1 j + \beta_2 j^2 + \beta_3 j^3 + \beta_4 j^4 \quad j = 0, 1, \dots, l_f$$

l_m = Länge der Lag-Verteilung bei der Geldpolitikvariablen

l_f = Länge der Lag-Verteilung bei der Fiskalpolitikvariablen

Wie AuJ wähle ich ausschließlich Polynome 4.Grades. ⁶⁾ Wenn einmal die Zahl der Erklärungsvariablen und der Grad des Polynoms festliegen, dann ist die Variabilität der Länge der Lagverteilung die wichtigste Eigenschaft des Verfahrens. Ihretwegen kann man auf genauere a-priori-Kenntnisse oder Annahmen über den Zeitbedarf für das Eintreten der gesamten Wirkung

einer Politikmaßnahme verzichten. Stattdessen ermittelt man diesen Zeitbedarf im Schätzvorgang durch systematische Variation der Länge der Lag-Verteilung und durch Auswahl derjenigen Länge, bei der die geschätzte Regressionsgleichung den kleinsten Standardfehler (adjustiert durch die Zahl der Freiheitsgrade) besitzt. Die Regressionsgleichung mit dem kleinsten Standardfehler bezeichnen wir der Einfachheit halber als "optimale" Regression.

Da ich diese Variation in der Länge der Lag-Verteilung bei jeder Variablen unabhängig von den übrigen Variablen durchführe, vermeide ich die Annahme eines bei der Geld- und Fiskalpolitik gleichen Zeitbedarfs für das Eintreten der Gesamtwirkung. Diese Annahme würde einen Verzicht darstellen auf einen Teil der Information, den die Daten enthalten. Zu diesem Verzicht waren AuJ noch bereit. Auf die speziellen Konsequenzen dieses Verzichtes für die Schätzung der relativen Bedeutung der Geld- und Fiskalpolitik werde ich später Wichtiges zu sagen haben.

Ich kann deshalb im Gegensatz zu AuJ auch Unterschiede in der Schnelligkeit der Wirkungen der Geld- und Fiskalpolitik in dem Sinne feststellen, daß ich die Gesamtzahl der Perioden vergleiche, die nach den Ergebnissen einer optimalen Regression jeweils nötig sind, um die Gesamtwirkung einer Politikmaßnahme eintreten zu lassen.

IV. Theoretische Erwartungen

#7

In allen ökonomischen Theorien⁷⁾ über die Wirkungen der Geldpolitik ist man sich über die Richtung der Wirkung einer Veränderung der Geldmenge und der Geldbasis auf die wirtschaftliche Aktivität einig. Strittig ist lediglich die Stärke, das quantitative Ausmaß der Wirkungen, die davon ausgehen. Einigkeit besteht also darüber, daß eine Ausdehnung der Geldmenge oder der Geldbasis auf die wirtschaftliche Aktivität nicht kontraktiv, sondern, wenn überhaupt, dann expansiv wirkt und eine Verringerung der Geldmenge oder der Geldbasis dagegen auf die wirtschaftliche Aktivität nicht expansiv, sondern, wenn überhaupt, dann kontraktiv wirkt. Sowohl für die einzelnen Koeffizienten m_i als auch für ihre Summe sind aufgrund dieser Theorien positive Werte zu erwarten. Die Abweichungen von null sind vielleicht nicht sehr stark, aber keineswegs erwartet man einen statistisch gesicherten negativen Einzelkoeffizienten oder gar eine negative Koeffizientensumme.

In der Keynesianischen Wirtschaftstheorie sind die Erwartungen bezüglich der Wirkungen der Fiskalpolitik ebenfalls eindeutig. Eine Erhöhung des Budgetdefizits bzw. eine Verstärkung des Initial-Stimulus wirkt expansiv, eine Kürzung des Budgetdefizits bzw. eine Verringerung des Initial-Stimulus dagegen kontraktiv auf die wirtschaftliche Aktivität. Auf der Grundlage der Keynesianischen Theorie wird man deshalb positive Einzelkoeffizienten f_j und einen positiven Wert für die Summe dieser Koeffizienten erwarten.

Die monetaristischen Ökonomen⁸⁾ bezweifeln die Richtigkeit dieser Einschätzung der Wirkungen der Fiskalpolitik. Für fiskalpolitische Maßnahmen, die nach der Keynesianischen Theorie expansiv wirken, erwarten die Monetaristen nur dann auch eine expansive Wirkung auf die wirtschaftliche Aktivität, wenn die fiskalpolitische Maßnahme von einer Geldmengen- oder Geldbasis-expansion begleitet wird, wobei sie dann die expansive Wirkung nicht der fiskalpolitischen Maßnahme, sondern allein der geldpolitischen Begleitmaßnahme zuzuschreiben geneigt sind.

Es ist den Monetaristen bewußt, daß diese Fälle gleichgerichteter Politik-Maßnahmen keinerlei diskriminierende Evidenz darstellen. Sie lenken ihr Augenmerk deshalb zunehmend auf historische Einzelsituationen, in denen die geldpolitischen und fiskalpolitischen Impulse sich entgegengesetzt entwickelt haben und prüfen dann, welcher der beiden Impulse sich durchgesetzt und die Entwicklung der wirtschaftlichen Aktivität bestimmt hat.

Wenn in einer Phase kontraktiver Fiskalpolitik und gleichzeitig expansiver Geldpolitik das Sozialprodukt expandiert, dann schließen sie daraus auf eine Dominanz der geldpolitischen Impulse. Eine solche Situation veranlaßt andererseits die Keynesianer, nach anderen nicht monetären Faktoren zu suchen, die den fiskalischen Impuls überkompensiert und zu einer parallelen Geldexpansion geführt haben könnten. In einer offenen Volkswirtschaft mit starker internationaler Verflechtung stellen die Exporte einen solchen möglichen Faktor dar. Ein Anstieg der Exportnachfrage als Teil der effektiven Gesamtnachfrage kann bei fixen Wechselkursen leicht gleichzeitig zu Zahlungsbilanzüberschüssen führen und auf die Geldbasis und die Geldmenge expansiv wirken.

Würde nun der Anstieg der Exportnachfrage den kontraktiven Effekt der Fiskalpolitik überkompensieren, dann käme es gleichzeitig zu einer Expansion des Sozialprodukts. Es läge dann auch entgegen der anfänglichen Annahme wiederum ein Fall nichtdiskriminierender Evidenz vor. An dieser Stelle würde jedoch ein fortgeschrittener Monetarist noch nicht aufgeben, sondern sich fragen, wie und aufgrund welcher monetärer Faktoren insbesondere aufgrund welcher geldpolitischen Handlungen der Regierungen und Zentralbanken im Ausland es zu einer solchen Expansion der Exportnachfrage und vor allem der Geldbasis oder der Geldmenge in dem betrachteten Inland gekommen ist.

Das Verfahren der Untersuchung historischer Einzelfälle mit entgegengesetzten geld- und fiskalpolitischen Aktivitäten leidet

m.E. unter dem Mangel, daß die Beobachtungen einer oder weniger Einzelfälle nicht oder vorläufig noch nicht mit statistischen Methoden auf Zufälligkeit überprüft werden können. Erst wenn es zu einer größeren Anzahl von Untersuchungen dieser Art gekommen ist, wird man den Prozentsatz der Fälle geldpolitischer Dominanz statistisch mit akzeptablen Irrtumswahrscheinlichkeiten überprüfen können. Bis dahin ist die Regressionsanalyse auch von solchen Zeitreihen, die nicht in allen Bewegungen das Prädikat diskriminierende Evidenz im ordinalen Sinne verdienen⁹⁾, nicht nur berechtigt, sondern der singulären Fall-Methode in jeder Hinsicht überlegen.

An dieser Stelle sei nochmals auf die Interpretation der Koeffizienten m_i und f_j eingegangen. Diese Koeffizienten repräsentieren partielle Korrelationen. Sie messen die Wirkung der ihnen zugeordneten Erklärungsvariablen auf die zu erklärende Variable unter der Annahme der Konstanz bezüglich aller übrigen expliziten Erklärungsvariablen in der Gleichung. Dieser Annahme entspricht im Bereich der ökonomischen Theorie die ceteris-paribus-Annahme. Der Koeffizient m_i bringt also die Teilwirkung einer geldpolitischen Maßnahme nach Ablauf von i Perioden zum Ausdruck unter der Annahme, daß sich die Fiskalpolitik und die Impulse, die von ihr ausgehen, gleichzeitig nicht verändern. Entsprechendes gilt für f_j , das Maß für die Teilwirkung fiskalpolitischer Maßnahmen.

Eine Expansion der sogenannten "erweiterten" Geldbasis bei konstantem Fiskalmaß ist die Folge entweder von reiner Offenermarktpolitik¹⁰⁾ oder die Folge einer Senkung der Mindestreservesätze oder aber die Folge der Finanzierung eines gegebenen und angenommenermaßen konstanten Budgetdefizites durch die Zentralbank anstelle der Finanzierung über den Kapitalmarkt. Das letztere bedeutet Finanzierung durch Verdrängung privater Geldkapitalnachfrage. Dieser Vorgang ist im angelsächsischen unter dem Begriff des crowding-out bekannt.¹¹⁾ Das crowding-out kann nun zu negativen Teil- und sogar zu negativen Gesamtwirkungen der reinen Fiskalpolitik führen, also negative einzelne f_j -Koeffizienten und negative Summen solcher Koeffizienten verursachen. Für das Verständnis der statistischen

Resultate ist die crowding-out Interpretation besonders wichtig.

Man sieht: Die Regressionskoeffizienten m_i und f_j sind einer ökonomischen Interpretation im Sinne der ceteris-paribus-Bedingung zugänglich. Das Verfahren ihrer Schätzung ist als Versuch zu werten, den Vorrat an diskriminierender Evidenz, den Zeitreihen enthalten, in handliche, kompakte und statistisch testbare Form zu bringen.

V. Zur Auswahl der Politikmaße

1. Kritik am Vollbeschäftigungsbudgetüberschuß als Fiskalmaß

Das Konzept des Vollbeschäftigungsbudgetüberschusses (VBÜ)¹²⁾ hat folgende Mängel. Es ist schwierig zu schätzen und beruht auf einer Reihe dürftiger Annahmen über das reale Einkommenswachstum, die Inflation und die Einkommensverteilung. Als Hauptmangel des VBÜ erscheint jedoch der Aufwärtstrend in den Vollbeschäftigungsstaatseinnahmen (VBE), der auf das Wachstum des Vollbeschäftigungsnominaleinkommens zurückgeht und der den VBÜ selbst dann verändert, wenn die Staatsausgaben und die Steuersätze unverändert beibehalten werden. Das normale reale Einkommenswachstum, verstärkt durch die Inflation gemäß dem Sozialproduktsdeflator, bewegt den VBÜ nach oben, ohne daß sich die diskretionäre Fiskalpolitik zu ändern braucht.

Insbesondere in Inflationsperioden würde das irreguläre Verhalten des Deflators für das Bruttosozialprodukt, welcher zur Umrechnung des realen in nominelles Einkommen verwendet wird, eine stark schwankende endogene Abhängigkeit in die VBÜ-Werte hineintragen.

Ich verwende daher in meiner Untersuchung das Initial-Stimulus-Konzept anstelle des Vollbeschäftigungsbudgetdefizits als Maßstab der fiskalpolitischen Maßnahmen. Diese Kritik am VBÜ als Fiskalmaß und das nachfolgende alternative Konzept des Initialstimulus stammen von CORRIGAN und OAKLAND.¹³⁾

2. Das Initial-Stimulus-Konzept als bessere Alternative

Dieses Konzept versucht ausschließlich jene Budgetänderungen zu erfassen, die auf diskretionäre fiskalpolitische Maßnahmen zurückgehen. Als diskretionäre fiskalpolitische Maßnahmen erscheinen (auf der Ausgabenseite) alle Veränderungen in den gesamten Staatsausgaben und (auf der Einnahmenseite) alle anfänglichen¹⁴⁾ Veränderungen der Steuereinnahmen, die auf legislative Änderungen der Steuersätze, der Bemessungsgrundlagen und/oder der Zahlungsbedingungen zurückgehen. Mit diesem Konzept werden bewußt und absichtlich jene Änderungen der Steuerein-

nahmen nicht erfaßt, die ausschließlich auf die Abhängigkeit der Steuereinnahmen von der wirtschaftlichen Aktivität (Einkommenswachstum) und der Preisentwicklung (Inflation) zurückgehen. Es wird also versucht, die Nachteile des VBÜ als Maß der diskretionären Fiskalpolitik zu vermeiden.

3. Kritik an den Geldpolitikmaßen (Geldmenge) und (Geldbasis)

Auch die von AuJ verwendeten Maße für die Geldpolitik sind teilweise zu kritisieren. Das gilt für die Geldmenge als Maß der Geldpolitik.

Die Geldmenge als Ausdruck des herrschenden Geldangebotes ist analytisch gesehen das Resultat einer Multiplikation der Geldbasis mit dem Geldschöpfungsmultiplikator. Der Multiplikator inkorporiert die Mindestreservepolitik der Zentralbank die Verhaltensweisen der Nichtbanken und der Kreditinstitute bei der Gestaltung ihrer Portfolios. Bei unveränderter Geldbasis und unveränderter Mindestreservepolitik schlagen sich autonome, sowie einkommens- und zinsinduzierte Veränderungen dieser Verhaltensweisen in Schwankungen des Multiplikators nieder und somit in nichtdiskretionären Schwankungen der Geldmenge. Die Geldmenge ist also kein reines Maß für Geldpolitik. Sie repräsentiert das Ergebnis des Zusammenwirkens der Verhaltensweisen von Publikum und Bankenapparat einerseits und der Geldpolitik andererseits. Unter dem Ziel einer unverfälschten Erfassung der Geldpolitik-Maßnahmen sollte man deshalb nur jene Schwankungen der Geldmenge erfassen, die allein auf geldpolitische Aktionen zurückgehen.

Geldpolitisch bedingte Schwankungen der Geldmenge sind einerseits die Folge von durch die Zentralbank kontrollierten Veränderungen der Geldbasis und andererseits die Folge von Schwankungen des Multiplikators aufgrund von Mindestreservesatzänderungen. Beide Ursachen sollte man zusammen in einem Maß erfassen. Die Geldmenge als Maß der Geldpolitik umfaßt zwar beide Komponenten, wird aber auch vom Verhalten der Banken und des Nichtbankenpublikums beeinflusst. Die gewöhnliche Geldbasis dagegen erfaßt nicht den direkten Einfluß der Mindestreservepolitik. Als geldpolitisches Maß ist sie deshalb unvollständig.

Das Konzept der erweiterten Geldbasis erlaubt es jedoch, die Nachteile sowohl der Geldmenge als auch der gewöhnlichen Geldbasis als Geldpolitikmaß zu vermeiden.

4. Die erweiterte Geldbasis als bessere Alternative

Durch Addition der sogenannten "liberated reserves", d.h. der freigesetzten Mindestreserven, zur gewöhnlichen Geldbasis erhält man die erweiterte Geldbasis. Die freigesetzten bzw. zusätzlich gebundenen Mindestreserven sind jene Beträge an Zentralbankgeld, die den Kreditinstituten dadurch verfügbar gemacht oder entzogen werden, daß die Zentralbank die Mindestreservesätze senkt oder erhöht. Die erweiterte Geldbasis ist somit ein summarischer Maßstab für alle geldpolitischen Maßnahmen¹⁵⁾ einschließlich der Mindestreservepolitik. Letztere wird vom gewöhnlichen Geldbasis-Konzept nicht erfaßt.

Die Verwendung des Konzepts der erweiterten Geldbasis verändert das analytische Konzept des Multiplikators. Der Multiplikator (m) ist von der Mindestreservesatzpolitik (r) nicht mehr direkt abhängig $\frac{\partial m}{\partial r} = 0$) Die Mindestreservepolitik schlägt sich unmittelbar in Veränderungen der erweiterten Geldbasis¹⁶⁾ nieder.

Von den drei besprochenen Geldpolitikmaßen ist aus den genannten Gründen die Geldmenge das schlechteste, die Geldbasis ein besseres, die erweiterte Geldbasis das beste Maß. AuJ geben in ihrer Arbeit primär die Ergebnisse für das schlechteste Maß wieder und nur ausnahmsweise jene für das beste Maß der erweiterten Geldbasis. Sie begnügen sich im allgemeinen mit der Feststellung, daß ihre Resultate für die Geldbasis zu denselben Schlußfolgerungen führen.¹⁷⁾

Die theoretischen Einwände gegen die Geldmenge als Geldpolitikmaß werden bestärkt durch meine Ergebnisse für einen statistischen Test der Hypothese, daß die wirtschaftliche Aktivität nicht einseitig von der Geldmenge bestimmt wird, sondern daß umgekehrt auch die Geldmenge von der wirtschaftlichen Aktivität abhängt.

VI. Die BRD - ein Fall mit umgekehrter Kausalität (reversed causation).

Bisher war stillschweigend angenommen, daß die Richtung der kausalen Wirkungen eindeutig von der Geld- oder Fiskalpolitik zur wirtschaftlichen Aktivität hin verläuft. Die Messung eines positiven Zusammenhanges zwischen der wirtschaftlichen Aktivität und einem Geldpolitikmaß ist jedoch auch vereinbar mit einer umgekehrten Kausalitätsrichtung, die also von der wirtschaftlichen Aktivität hin zum Geldpolitikmaß verläuft. Für das Material der Bundesrepublik habe ich einen Test auf umgekehrte Kausalität durchgeführt.

Wenn in den Regressionsgleichungen bei der Geldmenge als Geldpolitikmaß nicht nur gegenwärtige und vergangene Werte als Erklärungsgrößen (Regressoren) für die wirtschaftliche Aktivität benutzt werden, sondern gleichzeitig auch der Einfluß zukünftiger Geldmengengrößen auf die gegenwärtige wirtschaftliche Aktivität überprüft wird, dann führt man damit einen Test auf gleichzeitig umgekehrte Kausalität (feedbacks) durch¹⁸⁾.

Ist nämlich entweder die Koeffizientensumme für zeitlich vorausseilende Geldmengenvariablen¹⁹⁾ oder ein einzelner Koeffizient einer vorausseilenden Geldmengenvariablen signifikant von null verschieden, dann ist das als Evidenz für das Vorhandensein einer Wirkung zu werten, die von der wirtschaftlichen Aktivität auf die Geldmenge ausgeübt wird, d.h. als Evidenz für umgekehrte Kausalität (reversed causation). Da die tatsächliche zukünftige Geldmenge, im Gegensatz zur erwarteten, theoretisch keinen Einfluß auf die gegenwärtige wirtschaftliche Aktivität haben kann, ist der positive statistische Zusammenhang zwischen beiden nur durch umgekehrte Kausalität, d.h. durch den positiven aber verzögerten Einfluß der wirtschaftlichen Aktivität auf die Geldmenge erklärbar.

Die Wirkungen der umgekehrten Kausalität brauchen sich jedoch nicht auf die Veränderungen des Multiplikators zu beschränken. Sie können sich auch geldbasisbestimmend realisieren. Es ist klar, daß es auch für die Wirkungen der umgekehrten Kausalität

ein "ungelöstes" Splitting-Problem gibt. Analog dem Splitting-Problem der Geldmengenwirkungen auf die Preis- und Mengenkomponekte der wirtschaftlichen Aktivität (bzw. des Sozialproduktes) gibt es ein Splitting-Problem bei den Wirkungen der wirtschaftlichen Aktivität auf die Multiplikator- und Geldbasis-komponente der Geldmenge.

Der Nachweis umgekehrter Kausalität ist nur bei der Geldmenge gelungen, nicht jedoch bei der erweiterten Geldbasis.²⁰⁾ Es darf jedoch daraus nicht geschlossen werden, daß es bei der Geldbasis keine feedbacks gibt. Die umgekehrte Kausalität kann zwar bei diesem Testverfahren zum Vorschein kommen, sie muß aber nicht.²¹⁾ Die statistische Signifikanz²²⁾ der umgekehrten Kausalität steigert natürlich das Gewicht des theoretischen Argumentes wonach die Schwankungen in den Verhaltensweisen der Nichtbanken den Geldschöpfungsmultiplikator und damit die Geldmenge beeinflussen. Die Geldmenge scheidet damit als brauchbares Geldpolitikmaß für den Fall der BRD aus.²³⁾ Lediglich zu Vergleichszwecken verwende ich für die BRD alternativ zur erweiterten Geldbasis auch die Geldmenge als Regressor.

VII. Zur Auswahl der Datenform (Zyklus versus Trend)

Es ist von grundlegender Wichtigkeit, sich zu vergegenwärtigen, daß für die Zwecke der Stabilitätspolitik in einer wachsenden Wirtschaft nicht der trendmäßige, sondern allein der zyklische Zusammenhang zwischen der wirtschaftlichen Aktivität und den Politikmaßen interessiert. Von Interesse sind also die Wirkungen einer Beschleunigung oder Verlangsamung des Wachstums der geld- und fiskalpolitischen Variablen (Staatsausgaben, initialen Steuereinnahmen, erweiterten Geldbasis) auf das Wachstum, genauer auf die Wachstumsrate der wirtschaftlichen Aktivität. Deshalb stelle ich hier die Frage nach der zweckmäßigen Methode zur möglichst vollständigen Trendausschaltung bei der Messung des zyklischen Zusammenhanges zwischen der wirtschaftlichen Aktivität und den Politikvariablen.

Ausgehend von der Gleichung (3) und unter der weiteren Annahme²⁴⁾, daß der Gesamtzeitbedarf der Geldwirkungen gleich ist dem Gesamtzeitbedarf der Fiskalwirkungen ($l_m = l_f$), schätzen AuJ die Koeffizienten der Gleichung

$$\Delta Y_t = b + \sum m_i \Delta M_{t-i} + \sum f_j \Delta F_{t-j} + \epsilon_t \quad (4)$$

Sie verwenden also die Variablen in Form der ersten Differenzen. Diese Transformation der Variablen bzw. der Gleichung (3) stellt dann einen erfolgreichen Weg zur Ausschaltung von Trendeinflüssen und Trendzusammenhängen dar, wenn der Trendeinfluß auf die Variablen linear ist und er deshalb in der Gleichung (3) durch den Term bt korrekt eingefangen wird. Bei nichtlinearem Trend wirkt eine lineare Trendausschaltungsmethode unvollständig und (eventuell) verzerrend. Die Absolutwerte der ersten Differenzen enthalten deshalb leich noch immer einen starken Trend oder sind in anderer Weise vom Trend der Ursprungsreihe beeinflusst.

Die Gleichungen (3) und (4) gehen außerdem von der Vorstellung einer additiven Verknüpfung zwischen den Variablen aus, während

die Verwendung von Wachstumsraten auf die Vorstellung einer multiplikativen Verknüpfung zwischen den Variablen zurückgeführt werden kann, wie sie in folgender Gleichung dargestellt wird :

$$Y_t = a \cdot e^{bt} \cdot \left(\prod_{i=0}^{l_m} M_{t-i}^{m_i} \right) \cdot \left(\prod_{j=0}^{l_f} F_{t-j}^{f_j} \right) \cdot u_t \quad (5)$$

Eine Logarithmierung der Gleichung (5) und anschließende Differenzbildung führen zu einer linearen Gleichung in den Wachstumsraten.

D.h. aus (5) folgt (6)

$$\ln Y_t = \ln a + bt + \sum_{i=0}^{l_m} m_i \ln M_{t-i} + \sum_{j=0}^{l_f} f_j \ln F_{t-j} + \ln u_t \quad (6)$$

und nach Bildung erster Differenzen erhalten wir

$$\Delta \ln Y_t = b + \sum_{i=0}^{l_m} m_i \Delta \ln M_{t-i} + \sum_{j=0}^{l_f} f_j \Delta \ln F_{t-j} + \Delta \ln u_t \quad (7)$$

Wegen $g(x_t) \approx \Delta \ln x_t$ ²⁵⁾

folgt daraus:

$$g(Y_t) = b + \sum_{i=0}^{l_m} m_i g(M_{t-i}) + \sum_{j=0}^{l_f} f_j g(F_{t-j}) + \xi_t \quad (8)$$

Dabei ist:

Δx_t = die erste Differenz nach der Definition

$$\Delta x_t \equiv x_t - x_{t-1}$$

$g(x_t)$ = die Wachstumsrate nach der Definition

$$g(x_t) \equiv \frac{x_t - x_{t-1}}{x_{t-1}}$$

Die Wahl zwischen additiver und multiplikativer Verknüpfung kann nun nicht einfach nach Maßgabe des höheren R^2 (Bestimmtheitsmaßes) erfolgen. Der Prozentsatz erklärter Varianz bei ersten Differenzen ist nicht unmittelbar mit dem Prozentsatz erklärter Varianz bei Wachstumsraten vergleichbar. Die Wahl

zwischen beiden Modellen muß deshalb von anderen Erwägungen abhängig gemacht werden.

Ich halte die multiplikative Verknüpfung im Falle einer wachsenden Wirtschaft für adäquater als die additive Verknüpfung zwischen den Variablen. Zur Begründung dieser Auffassung kann ich in diesem Zusammenhang darauf verweisen, daß in der BRD der Jahre 1960-1970 die ersten Differenzen der vierteljährlichen wirtschaftlichen Aktivität (Sozialprodukt) und die der vierteljährlichen Geldmenge im Gegensatz zu den Wachstumsraten noch immer einen signifikanten Aufwärtstrend²⁶⁾ besitzen. Die Trendausschaltung durch Bildung erster Differenzen ist demnach unzureichend.²⁷⁾

Besteht nun in der Trendbewegung ein besserer Zusammenhang zwischen dem Geldpolitikmaß und der wirtschaftlichen Aktivität als zwischen dem Fiskalmaß und der wirtschaftlichen Aktivität, dann führt eine unzureichende Trendausschaltung durch Verwendung erster Differenzen leicht dazu, daß die Ergebnisse für den rein zyklischen Zusammenhang zugunsten der Geldpolitik verzerrt werden. Das läßt sich im Fall der BRD im Gegensatz zu den USA tatsächlich beobachten.²⁸⁾

Eine bessere Methode der Trendausschaltung stellt deshalb die Verwendung von Wachstumsraten dar. Sie entspricht der Annahme eines exponentiellen Trends und dem Modell der multiplikativen Verknüpfung der Erklärungsvariablen.

Als weitere Argumente zugunsten der Verwendung von Wachstumsraten nenne ich die dadurch mögliche Reduktion der feststellbaren Heteroskedastizität der Residuen und die Reduktion der Multikollinearität²⁹⁾ unter den Regressoren.³⁰⁾

ÜBERSICHT I: POLITIKVERGLEICH - Unterschiede und Gemeinsamkeiten
bei der Anwendung der ALMON-Lag-Technik

| | | |
|---|---|---|
| Autoren | Andersen u. Jordan | Läufer |
| Land | USA | BRD |
| Zeiteinheit | 1952 _I - 1968 _{II} | 1960 _I - 1970 _{IV} |
| Optimalitätskriterium | minimaler Standardfehler der Regressionsgleichung | minimaler Standardfehler der Regressionsgleichung |
| Grad der Polynome | 4 | 4 |
| Bindung der Polynome | a) einfach (rechts gebunden) b) zweifach (rechts und links gebunden) | a) einfach (rechts gebunden) b) zweifach (rechts und links gebunden) |
| Gesamtzeitbedarf bei der Geld(GP)- u. Fiskal- politik(FP) = Länge der Lag-Verteilung | variabel, jedoch a priori gleich für GP u. FP | variabel, jedoch <u>nicht</u> a priori gleich für GP u. FP |
| Datenform | saisonbereinigt: a) erste Differenzen b) Wachstumsraten (unveröffentlicht) | saisonbereinigt: a) Wachstumsraten b) erste Differenzen abgelehnt (nur zu Vergleichszwecken) |
| Maß der wirtschaftlichen Aktivität | Bruttosozialprodukt | Bruttosozialprodukt |
| Fiskalpolitikmaß | a) Vollbeschäftigungs- budgetüberschuß b) Staatsausgaben alleine c) Staatsausgaben und Steuereinnahmen als separate Variable | a) Initial-Stimulus b) Staatsausgaben alleine c) aus technischen Gründen Steuereinnahmen nicht als zusätzliche Variable verw. |
| Geldpolitikmaß | bevorzugt (75%): Geldmenge weniger (25%): erweiterte Geldbasis | bevorzugt: erweiterte Geldbasis abgelehnt: Geldmenge |
| Test auf umgekehrte Kausalität | nein | ja (bei der Geldmenge positiv) |
| Außenhandel | unberücksichtigt | berücksichtigt (Exporte) |

VIII. Testergebnisse für die BRD

1. Vorbemerkung

Bevor ich meine eigenen Ergebnisse bespreche, will ich auf eine wichtige technische Einzelheit hinweisen.

Bei der Schätzung der polynomialen Koeffizienten, also jener Koeffizienten, die in den polynomialen Definitionen der Gewichte m_i und f_j enthalten sind, kann man von den verfügbaren a-priori-Restriktionen in unterschiedlichem Ausmaß Gebrauch machen.

Nimmt man z.B. für die Geldpolitik-Wirkung einen maximalen Gesamt-Zeitbedarf von $p (= l_m + 1)$ Perioden an, dann übt die Geldpolitik in der $(p+1)$ -ten, d.h. in der p -ten verzögerten Periode annahmegemäß keinen Einfluß mehr auf die wirtschaftliche Aktivität aus. Der zugehörige Koeffizient (m_p) ist gleich null. Diese a-priori-Information läßt sich von vornherein als Restriktion bei der Schätzung der Polynom-Koeffizienten α_i verwenden. Man spricht in diesem Zusammenhang von der Wahl der Stützstellen oder vom Festbinden der Polynome.

Der gerade besprochene Fall stellt eine Rechtsbindung des Polynoms und, sofern keine Linksbindung hinzukommt, eine Einfachbindung des Polynoms dar.

Wird nun alternativ oder zusätzlich noch die a-priori-Information, daß die Zukunft keinen Einfluß auf die Gegenwart ausübt, verwendet, d.h. wird z.B. für die Geldpolitikvariable die Bedingung $m_{-1}=0$, als a-priori-Restriktion bei der Schätzung der α_i -Koeffizienten ausgewertet, dann handelt es sich um eine Links-Bindung des zugehörigen Polynoms. Links- und Rechtsbindung zusammen charakterisieren dann den Fall der Zweifach-Bindung die Rechtsbindung alleine bezeichne ich im folgenden als Einfachbindung.

Wenn man die relative Bedeutung zweier Politikarten für die wirtschaftliche Aktivität durch Regressionskoeffizienten messen will, dann muß man die Unterschiede in der typischen Variabilität der verschiedenen Variablen ausschalten. Solche Unter-

schiede schlagen sich sonst in unterschiedlichen Regressionskoeffizienten nieder, ohne daß sie etwas mit der unterschiedlichen Wirksamkeit der Politikvariablen zu tun haben. Die Ausschaltung geschieht durch Standardisierung der Variablen bzw. durch Schätzung von Beta-Koeffizienten.³¹

2. Ergebnisse bei Einfach-Bindung

Die Ergebnisse bei Einfach-Bindung stehen in der Tabelle III. Ich bespreche nun die Gleichung (1) dieser Tabelle. Die wichtigsten Resultate dieser Besprechung sind in der Übersicht II zusammengestellt.

Die Summe der Beta-Koeffizienten für das Geldpolitikmaß, d.h. für die erweiterte Geldbasis ist größer als die entsprechende Summe beim Fiskalmaß. Jedoch ist keine der beiden Summen signifikant von null oder von der anderen Summe verschieden. Die Gesamtwirkung der Geldpolitik ist also weder gesichert nichtzufällig, noch gesichert größer als die der Fiskalpolitik.

Der größte einzelne Beta-Koeffizient ist der für die Sofortwirkung der Fiskalpolitik. Dieser Einzelkoeffizient ist sogar größer als die Summe der Beta-Koeffizienten des Geldpolitikmaßes. Aufgrund einer Reihe nichtsignifikanter negativer Spätwirkungen der Fiskalpolitik kommt es jedoch wie bei der Geldpolitik zu einem nichtsignifikanten Gesamteffekt der Fiskalpolitik. Das Geldpolitikmaß zeigt dagegen erst in der dritten verzögerten Periode eine signifikante Einzelwirkung. Diese stark verspätete Geldpolitikwirkung ist, gemessen am Beta-Koeffizienten weniger als halb so groß wie die Sofortwirkung der Fiskalpolitik.

Die Sicherheitswahrscheinlichkeiten für die signifikanten Einzelwirkungen liegen für die fiskalpolitische Sofortwirkung bei weit über 99 % (bzw. 99,5 %) und bei der geldpolitischen Spätwirkung nur bei wenig über 90 % (bzw. 95 %) bei zweiseitiger (bzw. einseitiger) Fragestellung.

Das Iterationsverfahren hat durch

ÜBERSICHT II : POLITIKVERGLEICH BRD 1960_I - 1970_{IV}

Ergebnisse bei (von mir abgelehnter) Rechts(Einfach)-Bindung
(Gleichung 1, Tab. III)

| | Gesamtwirkungen (ungesichert) | Einzelwirkungen* |
|---|---|---|
| Größe und Stärke | <p>GP > FP</p> <p>weil: $\sum \hat{m}_i > \sum \hat{f}_i$ (.50 > .02)</p> | <p>FP > GP</p> <p>weil: $\hat{f}_0 > \hat{m}_3$ (.59 > .21)</p> <p>sogar: $\hat{f}_0 > \sum \hat{m}_i$ (.59 > .50)</p> |
| Zuverlässigkeit (Stat. Sicherheitswahrscheinlichkeit) | <p>GP > FP</p> <p>weil: $70\% < SW(\sum \hat{m}_i > 0) < 80\%$ $SW(\sum \hat{f}_i \neq 0) \approx 0$</p> <p>jedoch: $SW(\sum \hat{m}_i > \sum \hat{f}_i) < 80\%$</p> | <p>FP > GP</p> <p>weil: $SW(\hat{f}_0 > 0) > SW(\hat{m}_3 > 0)$ (weit über 99% > wenig über 90%)</p> |
| Zeitbedarf | <p>gesamter Zeitbedarf: FP > GP</p> <p>verzögerte Perioden: 5 > 3</p> <p>durchschnittlicher Zeitbedarf: GP: 2,8 Perioden FP: Angabe sinnlos bzw. 1 Periode</p> | <p>FP < GP</p> <p>verzögerte Perioden: 0 < 3</p> |

Legende: \hat{m}_i größer als; \hat{f}_i kleiner als; GP = Geldpolitik; FP = Fiskalpolitik; SW = Sicherheitswahrscheinlichkeit; $\hat{m}_i(\hat{f}_i)$ = Schätzung für die Einzelwirkung der Geldpolitik (Fiskalpolitik) in der i-ten verzögerten Periode, standardisierter d.h. Beta-Koeffizient.

* Bei der Geldpolitik die am ehesten gesicherte, bei der Fiskalpolitik die einzige gesicherte Einzelwirkung überhaupt.

Minimierung des um die Zahl der Freiheitsgrade korrigierten Standardfehlers der Regression ³²⁾ in der optimalen Regression für die Fiskalpolitik einen Gesamtzeitbedarf von 5 verzögerten Perioden und bei der Geldpolitik einen Zeitbedarf von 3 verzögerten Perioden bei in diesem Fall maximal 6 möglichen verzögerten Perioden für jede der beiden Politikvariablen bestimmt. Bei den beiden zusätzlichen Spätwirkungen der Fiskalpolitik handelt es sich um nichtsignifikante negative Späteeffekte, die den Wert für die Gesamtwirkung der Fiskalpolitik ganz leicht negativ werden lassen.

Die Gesamtwirkung der Geldpolitik ist also weder gesichert von null verschieden - die Irrtumswahrscheinlichkeit bei Annahme der Nullverschiedenheit liegt bei über 20 % - , noch ist sie in einer gesicherten Weise größer, schneller oder zuverlässiger als die Gesamtwirkung der Fiskalpolitik.

Dagegen ist unter den statistisch gesicherten Einzelwirkungen die der Fiskalpolitik erstens größer, zweitens schneller und drittens zuverlässiger. Allerdings ist dieser Unterschied, soweit er die Größe betrifft, nicht gesichert.

Der quantitativ stärkste negative fiskalpolitische Einzeleffekt ist statistisch nur mit 80 bis 90 % Sicherheitswahrscheinlichkeit gesichert. Dieses der crowding-out-Hypothese entgegenkommende Resultat ist m.E. das Ergebnis von technischen Besonderheiten des Verfahrens. Dazu gleich mehr.

3. Ergebnisse der Zweifach-Bindung

Die Ergebnisse der Zweifach-Bindung stehen in Tabelle II. Ich bespreche nun die Gleichung (1) dieser Tabelle. Die wichtigsten Resultate sind in der Übersicht III zusammengestellt.

Wähle ich statt der Einfachbindung eine zweifache Bindung der Polynome, d.h. werte ich meine und auch AuJ's a-priori-Annahme eines verschwindenden Einflusses der Zukunft auf die Gegenwart aus, dann erhalte ich für beide Politikvariablen etwa gleich große positive Gesamtwirkungen, die beide zwar statistisch

ÜBERSICHT III: POLITIKVERGLEICH BRD 1960_I - 1970_{IV}
 Ergebnisse bei Zweifach-Bindung
 (Gleichung 1, Tab. II)

| | Gesamtwirkungen (ungesichert) | Einzelwirkungen* |
|---|---|---|
| Größe und Stärke | $GP \approx FP$ weil: $\sum \hat{m}_i = 0,46$ $\sum \hat{f}_i = 0,44$ | $FP > GP$ weil: $\hat{f}_0 > \hat{m}_1$ (.59 > .13) sogar: $\hat{f}_0 > \sum \hat{m}_i$ (.59 > .46) |
| Zuverlässigkeit (Stat. Sicherheitswahrscheinlichkeit) | $FP > GP$ weil: $80\% > SW(\sum \hat{f}_i > 0) > 75\%$ $SW(\sum \hat{m}_i > 0) < 60\%$ | $FP > GP$ weil: $SW(\hat{f}_0 > 0) > SW(\hat{m}_1 > 0)$ (weit über 99% > rund 70%) |
| Zeitbedarf | gesamter Zeitbedarf: $FP < GP$ verzögerte Perioden: $2 < 5$ durchschnittlicher Zeitbedarf: GP: 2,6 Perioden FP: Angabe sinnlos bzw. 1 Periode | $FP < GP$ verzögerte Perioden: $0 < 1$ |

Legende: $>$ größer
 $<$ bedeutet: kleiner als; GP = Geldpolitik; FP = Fiskalpolitik; SW = Sicherheitswahrscheinlichkeit; \hat{m}_i (\hat{f}_i) = Schätzung für die Einzelwirkung der Geldpolitik (Fiskalpolitik) in der i-ten verzögerten Periode, standardisierter d.h. Beta-Koeffizient.

* Bei der Geldpolitik die am ehesten gesicherte, bei der Fiskalpolitik die einzige gesicherte Einzelwirkung überhaupt.

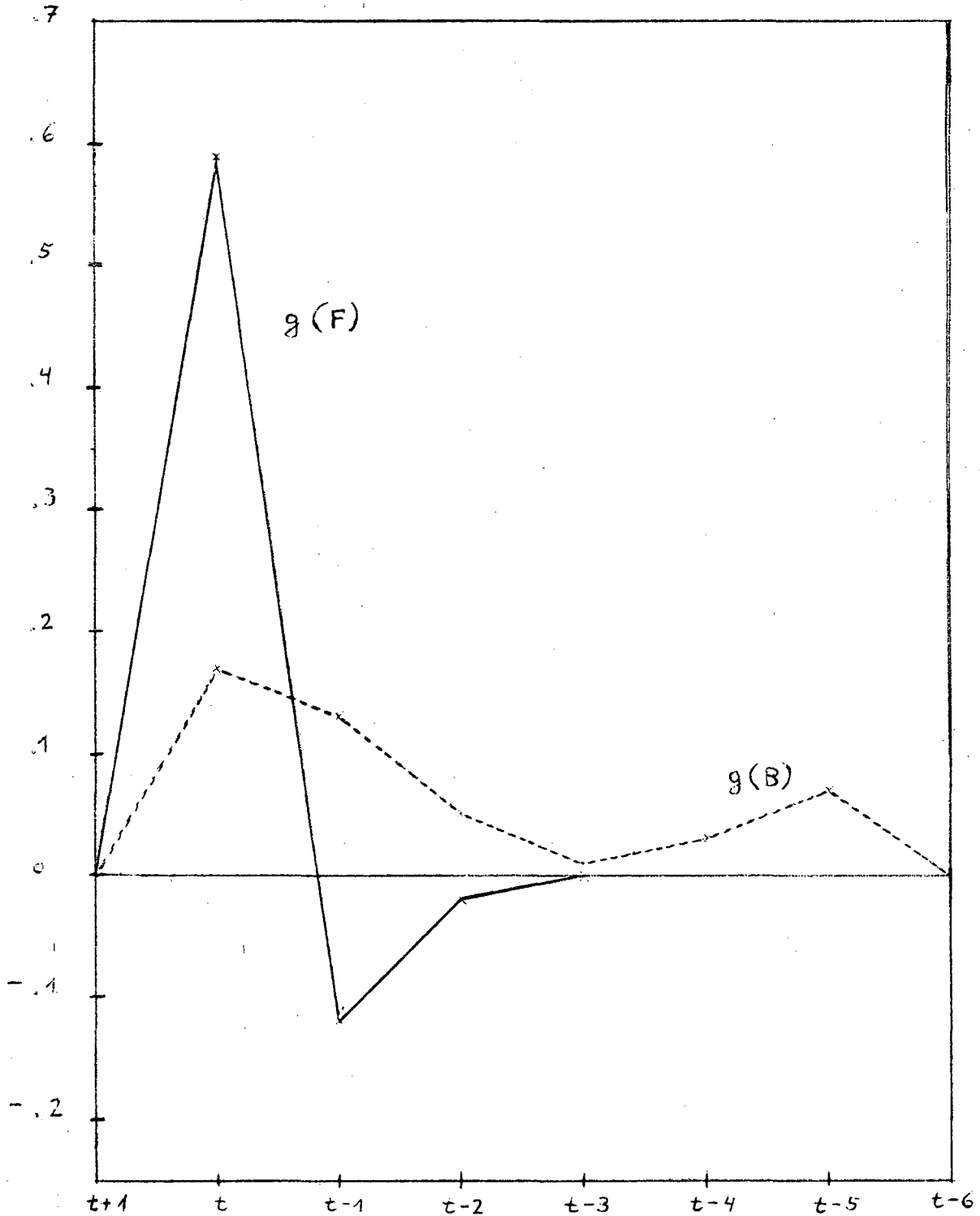
nicht, bei der Fiskalpolitik jedoch noch am ehesten gesichert von null verschieden sind, und einen gegenüber der Geldpolitik um drei Perioden geringeren Gesamtzeitbedarf der Fiskalpolitik in der optimalen Regression. Wiederum ist die sofortige Fiskalwirkung die größte Einzelwirkung überhaupt und größer als die geldpolitische Gesamtwirkung. Die Fiskalwirkung ist ferner die einzige statistisch überhaupt gesicherte (über 99,9 % Sicherheitswahrscheinlichkeit) von null verschiedene Einzelwirkung. Die statistisch noch am ehesten gesicherte geldpolitische Einzelwirkung ist nur mit 30 % Irrtumswahrscheinlichkeit von null verschieden und tritt in der zweiten Periode, also verzögert auf.

Bemerkenswert ist bei zweifacher Bindung sowohl der Wegfall nennenswerter, crowding-out-Effekte, d.h. negativer Einzelwirkungen der Fiskalpolitik, als auch das Verschwinden signifikanter Einzelwirkungen der Geldpolitik. Dafür habe ich folgende Erklärung.

Wenn man vom Schätzverfahren her für die Gesamtwirkung der Fiskalpolitik einen Zeitbedarf von mindestens drei verzögerten, insgesamt also von vier Perioden ansetzt, dann wirkt sich diese Restriktion regressionsanalytisch in einer Stärkung des geldpolitischen zu Lasten des fiskalpolitischen Gesamteffektes aus. Die Schwächung des fiskalpolitischen Gesamteffektes kommt dabei durch eine Verstärkung verzögerter negativer Fiskal- oder crowding-out-Effekte zustande. Warum aber verwende ich bei Einfach-Bindung von vornherein mindestens drei verzögerte Perioden? Die Antwort ist rein technischer Natur.³³⁾

Bei einfacher Bindung und Polynomen 4. Grades führen nur Verzögerungen im Bereich von 3 und mehr Perioden zu nichtsingulären Kovarianz-Matrizen für die (transformierten) Politikvariablen. Bei zweifacher Bindung werden diese Kovarianz-Matrizen jedoch schon ab zwei verzögerten Perioden nichtsingulär. D.h. die zweifache Bindung erweitert durch Ausnutzung vorhandener a-priori-Information den Bereich, in dem die optimale Lag-Verteilung liegen kann bzw. aus verfahrenstechnischen Gründen liegen muß. Die Zweifach-Bindung erweist sich somit in entscheidender Weise als weniger restriktiv im Vergleich zur Einfachbindung.

SCHAUBILD I: Größe und zeitliche Verteilung der geld- und fiskalpolitischen Wirkungen auf die wirtschaftliche Aktivität der BRD*



* Beta-Koeffizienten der Gleichung 1 in Tabelle II für die Wachstumsraten des Fiskalpolitikindicators (Initial-Stimulus), $g(F)$, und die Wachstumsraten des Geldpolitikindicators (erweiterte Geldbasis), $g(B)$.

Als Test für die Richtigkeit meiner Behauptung in bezug auf den Effekt einer Restriktion des Bereichs der Lag-Verteilung suche ich die optimale Regression für den Fall der Zweifach-Bindung im Bereich mit mindestens drei (statt zwei) verzögerten Perioden. Die optimale Kombination (Gleichung (2) in Tabelle II) liegt hier bei drei verzögerten Perioden für beide Politikmaße im Gegensatz zur optimalen zwei-fünf-Kombination (Gleichung (1) in Tabelle II) aus dem Bereich mit mindestens zwei (statt drei!) verzögerten Perioden.

Ich finde hier einen mit über 90 % Sicherheitswahrscheinlichkeit signifikanten negativen fiskalpolitischen Einzeleffekt in der dritten Periode und einen wenigstens mit 95 % Sicherheitswahrscheinlichkeit signifikanten geldpolitischen Einzeleffekt. Diese beiden Abweichungen von der optimalen zwei-fünf-Kombination sind also eindeutig die Folge einer ungerechtfertigten a-priori-Einschränkung des Bereichs, innerhalb dessen die optimale Lag-Verteilung (durch Minimierung des Standardfehlers der Gleichung) bestimmt werden kann.³⁴⁾

Alle meine Feststellungen ändern sich nicht, wenn ich anstelle des initialen Stimulus, d.h. anstelle der Differenz zwischen Staatsausgaben und kumulierten Steuereinnahmeänderungen lediglich die Staatsausgaben als Maßstab der diskretionären Fiskalpolitik³⁵⁾ verwende³⁶⁾. Sowohl die Aussagen über die Größe, die Schnelligkeit und die Zuverlässigkeit (stat.Sicherheit) von Einzel- und Gesamtwirkungen als auch die Aussagen über den Effekt der Polynombindung und der damit zusammenhängenden Restriktion des Bereichs für die wählbare optimale Lag-Verteilung bleiben durch den Übergang zu Staatsausgaben uneingeschränkt gültig.

4. Fiskalpolitik ohne Lag mit und ohne Exporte

a) Ohne Exporte³⁷⁾

Die insignifikanten und relativ kleinen Wirkungen der Fiskalpolitik in der ersten und zweiten verzögerten Periode legen es nahe zu vermuten, daß der bei der Zweifach-Bindung erzwungene

ÜBERSICHT IV : POLITIKVERGLEICH BRD 1960_I - 1970_{IV}

Ergebnisse bei a priori unverzögerter
Fiskalpolitik (Zweifach-Bindung)
(Gleichung 1, Tab. V)

| | Gesamtwirkungen | Einzelwirkungen* |
|--|--|---|
| Größe oder Stärke | $FP > GP$ weil: $\sum \hat{f}_i = 0,61$ $\sum \hat{m}_i = 0,36$ | $FP > GP$ weil: $\hat{f}_0 > \hat{m}_1$ $(.61 > .16)$ sogar: $\hat{f}_0 > \sum \hat{m}_i$ $(.61 > .36)$ |
| Zuverlässigkeit (Stat. Sicher- heitswahrschein- lichkeit) | $FP > GP$ weil: $SW(\sum \hat{f}_i > 0) > 99,9\%$ $50\% > SW(\sum \hat{m}_i > 0) > 40\%$ | $FP > GP$ weil: $SW(\hat{f}_0 > 0) > SW(\hat{m}_1 > 0)$ $(\text{über } 99,9\% > \text{rd. } 70\%)$ |
| Zeitbedarf | gesamter Zeitbedarf: $FP < GP$ verzögerte Perioden: $0 < 5$ durchschnittlicher Zeitbedarf: GP: 2,2 Perioden FP: 1 Periode | $FP < GP$ verzögerte Perioden: $0 < 1$ |

Legende: \hat{f}_i bedeutet: größer
kleiner als: GP = Geldpolitik; FP = Fiskalpolitik; SW = Sicher-
heitswahrscheinlichkeit; $\hat{m}_i(\hat{f}_i)$ = Schätzung für die Einzelwirkung der
Geldpolitik (Fiskalpolitik) in der i-ten verzögerten Periode, standardi-
sierter d.h. Beta-Koeffizient.

* Bei der Geldpolitik die am ehesten gesicherte, bei der Fiskalpolitik die einzige
gesicherte Einzelwirkung überhaupt.

Zeitbedarf von mindestens zwei Perioden noch immer eine zu starke a-priori-Restriktion darstellt. Ich habe deshalb versuchsweise nur die Wirkungen der Geldpolitik einer Lag-Verteilung unterworfen und die Fiskalpolitik a priori als unverzögert wirksam angenommen.

Die Schätzergebnisse bestätigen meine Vermutung. Der Standardfehler der Regressionsgleichung wird kleiner, so daß nach dem Kriterium des minimalen Standardfehlers die bisherigen Regressionen mit a priori verzögerten Fiskalpolitikwirkungen nicht als optimal gelten können. Die Gesamtwirkung der Fiskalpolitik ist jetzt noch größer als zuvor; zum einen durch den Wegfall der nicht signifikanten negativen verzögerten Wirkungen und zum anderen durch eine Vergrößerung der positiven Sofortwirkung. Gleichzeitig verringern sich die Geldpolitikwirkungen. Keine der Einzelwirkungen der Geldpolitik geschweige denn ihre Gesamtwirkung sind statistisch gesichert (signifikant), während die fiskalpolitische Sofortwirkung nicht nur die geldpolitische Gesamtwirkung größenmäßig bei weitem übertrifft, sondern auch als einzige Einzel- bzw. Gesamtwirkung statistisch hoch gesichert ist (über 99,9 % Sicherheitswahrscheinlichkeit).

b) Mit Exporten

Dieses Bild verändert sich jedoch wieder, sobald ich bei Zweifach-Bindung die Exporte als weitere Determinante der wirtschaftlichen Aktivität mit zeitlicher Verteilung der Wirkungen neben der unverzögerten Fiskalpolitik und neben der Geldpolitik mit zeitlich verteilten Wirkungen in die Regressionsgleichungen einführe.³⁸⁾ Die Ergebnisse für die Fiskal- und die Geldpolitik gleichen in verschiedener Hinsicht den Ergebnissen³⁹⁾ bei zeitlich verteilten (verzögerten) Wirkungen sowohl der Fiskal- als auch der Geldpolitik und Zweifach-Bindung ohne Verwendung der Exporte als Regressor.

Im einzelnen erhalte ich hier ungefähr gleich große Gesamtwirkungen für die Geld- und Fiskalpolitik. Die Gesamtwirkung (= einzige Einzelwirkung) der Fiskalpolitik erscheint statistisch jedoch wesentlich stärker gesichert als die Geldpolitik (über 99,9 % versus 90 % bis 95 % Sicherheitswahrscheinlich-

ÜBERSICHT V: POLITIKVERGLEICH BRD 1960_I - 1970_{IV}

Ergebnisse mit Exporten und a priori unverzögerter Fiskalpolitik (Zweifach-Bindung) (Gleichung 1, Tab. VI)

| | Gesamtwirkungen | Einzelwirkungen* |
|--|---|--|
| Größe oder Stärke | $GP \approx FP$ weil: $\sum \hat{m}_i = 0.70$ $\sum \hat{f}_i = 0.66$ | $FP > GP$ weil: $\hat{f}_0 > \hat{m}_3$ $(0.66 > 0.32)$ |
| Zuverlässigkeit (Statistische Sicherheitswahrscheinlichkeit) | $FP > GP$ weil: $SW(\sum \hat{f}_i > 0) > 99,9\%$ $95\% > SW(\sum \hat{m}_i > 0) > 90\%$ | $FP > GP$ weil: $SW(\hat{f}_0 > 0) > SW(\hat{m}_3 > 0)$ $(\text{über } 99,9\% > \text{rd. } 95\%)$ |
| Zeitbedarf | gesamter Zeitbedarf: $FP < GP$ verzögerte Perioden: $0 < 3$ durchschnittlicher Zeitbedarf: GP: 2,9 Perioden FP: 1 Periode | $FP < GP$ verzögerte Perioden: $0 < 3$ |

Legende: $>$ bedeutet: größer kleiner als; GP = Geldpolitik; FP = Fiskalpolitik; SW = Sicherheitswahrscheinlichkeit; \hat{m}_i (\hat{f}_i) = Schätzung für die Einzelwirkung der Geldpolitik (Fiskalpolitik) in der i-ten verzögerten Periode, standardisierter d.h. Beta-Koeffizient.

* Bei der Geldpolitik die am ehesten gesicherte, bei der Fiskalpolitik die einzige hoch gesicherte Einzelwirkung überhaupt.

keit bei zweiseitiger Fragestellung). Während die fiskalpolitische Gesamtwirkung sofort auftritt, d.h. verfahrenstechnisch in diesem Fall sofort auftreten muß, verteilen sich die Geldpolitikwirkungen auf insgesamt vier Perioden und erst in der letzten, d.h. der dritten verzögerten Periode kommt es zu einer (mit 95 % S.W.) signifikanten Einzelwirkung der Geldpolitik. Die Gesamtwirkung der Exporte ist um fast ein Drittel größer als jede der Gesamtwirkungen der beiden Politikarten. Die statistische Sicherheit der Export-Gesamtwirkungen ist etwas größer als die der geldpolitischen Gesamtwirkungen. Beide Gesamtwirkungen sind aber weit weniger zuverlässig (gesichert) als die der Fiskalpolitik. Indessen ist im Gegensatz zu den beiden Politikvariablen keine Einzelwirkung der Exporte mit mindestens 95 % Sicherheitswahrscheinlichkeit gesichert. Der Zeitbedarf der Exportwirkungen ist ferner größer als der der Geldpolitikwirkungen, sowohl hinsichtlich des durchschnittlichen Zeitbedarfs der Einzelwirkungen als auch hinsichtlich des Zeitbedarfs für das Eintreten der Gesamtwirkung.

5. Zusammenfassung der Ergebnisse

Ich stelle fest, daß die Hypothesen von AuJ durch die empirischen Beobachtungen für die BRD in den Jahren 1960-1970 (incl.) nicht bestätigt werden.⁴⁰⁾ Statt einer im Vergleich zur Fiskalpolitik größeren, zuverlässigeren und schnelleren Gesamtwirkung der Geldpolitik auf die zyklische Komponente der wirtschaftlichen Aktivität findet man eine äußerst zuverlässige, großemäßig herausragende Sofortwirkung (=Gesamtwirkung) der Fiskalpolitik gegenüber einer schwächeren, unzuverlässigeren (statistisch ungesicherten) und zeitlich verteilten (verzögerten) geldpolitischen Gesamtwirkung.

Durch a-priori nicht begründbare methodische Restriktionen (Wahl der Stützstellen) kann man jedoch für die Geldpolitik der BRD eine signifikante Einzelwirkung statistisch "erzeugen", die als Spätwirkung aber immer noch erstens langsamer, zweitens schwächer und drittens unzuverlässiger ist als die vergleichbare Sofortwirkung der Fiskalpolitik. Gleichzeitig ent-

steht mit dieser artifiziellen geldpolitischen Spätwirkung ein artifiziemer signifikanter negativer fiskalischer Spät-effekt. Also sind auch crowding-out-Effekte für die BRD durch unbegründbare methodische a-priori-Einschränkungen (Wahl der Stützstellen) statistisch erzeugbar. Diese statistischen Artefakte können natürlich nicht als empirische Belege für entsprechende Behauptungen gelten.

Die Berücksichtigung der Exporte als weitere exogene Determinante der wirtschaftlichen Aktivität hat zwar für die Geldpolitikwirkungen die Folge, daß eine signifikante Spätwirkung die Schätzung der geldpolitischen Gesamtwirkung auf die Höhe der gesamten Fiskalpolitikwirkung treibt, aber selbst unter Berücksichtigung der Exporte sind die Thesen von AuJ zurückzuweisen. Die Wirkungen der Geldpolitik sind weder größer, noch schneller, noch zuverlässiger (statistisch gesicherter) als die der Fiskalpolitik. Jede geldpolitische Einzelwirkung ist sogar kleiner als die fiskalpolitische Sofortwirkung, während die geldpolitische Gesamtwirkung in statistisch völlig ungesicherter, weil auch numerisch in völlig unbedeutender Weise über der fiskalpolitischen Sofortgleich Gesamtwirkung liegt. Die statistische Sicherheit (Zuverlässigkeit) der Fiskalwirkung ist ferner größer als die jeder geldpolitischen Wirkung, gleichgültig ob eine Einzel- oder die Gesamtwirkung betrachtet wird.

Selbst dann, wenn die Annahme nur unverzögerter Fiskalwirkungen, die ja im Falle ohne Exporte keine Annahme, sondern ein Resultat der empirischen Analyse ist, hier im Fall mit Exporten nur eine grobe Annäherung darstellt, kann man von der Fiskalpolitik noch immer sagen, daß sie wesentlich schneller als die Geldpolitik wirkt.⁴¹⁾

Die Geldmenge habe ich zunächst aus theoretischen Gründen als Geldpolitikmaß zurückgewiesen. Die theoretische Behauptung, daß die Geldmenge zu sehr vom Verhalten der Nichtbanken bestimmt sei, hat sich durch einen empirischen Test auf umgekehrte

Kausalität bestätigt. Auch mit diesem Ergebnis befinde ich mich im Gegensatz zu entsprechenden Testresultaten für die USA. Sollte sich jemand meinem Urteil über die fehlende Eignung der Geldmenge als Geldpolitikmaß nicht anschließen, so hat er anhand der Ergebnisse im Anhang⁴²⁾ die Möglichkeit, zu einer von mir allerdings nur teilweise abweichenden Beurteilung der relativen Bedeutung der Geld- und Fiskalpolitik in der BRD zu gelangen. Dieselbe Möglichkeit möchte ich denen einräumen, die meiner Präferenz für die Verwendung von Wachstumsraten anstelle erster Differenzen nicht folgen wollen.⁴³⁾ Ich möchte allerdings nochmals betonen, daß m.E. bei der gegebenen Fragestellung alle Gründe für die Verwendung von Wachstumsraten und für die Geldbasis als Geldpolitikmaß sprechen und nichts für die Verwendung von ersten Differenzen und für die Geldmenge als Geldpolitikmaß spricht.

Es fällt wohl auf, daß ich bis jetzt argumentativ noch nicht auf die ungenügende oder gar fehlende Kontrollierbarkeit der Geldbasis in einer offenen (relativ kleinen) Volkswirtschaft mit starker internationaler Verflechtung zurückgegriffen habe, einer Volkswirtschaft, deren Währung durch fixe Wechselkurse an eine als internationale Reservewährung fungierende Leitwährung gebunden ist. Der, wie ich zeigte, unmögliche Nachweis einer überwiegenden relativen Bedeutung der Geldpolitik in der BRD hätte für sich allein betrachtet noch keine Antwort auf die Frage gegeben, ob es sich in der Vergangenheit dabei um die Geldpolitik der inländischen geldpolitischen Instanzen oder um den Einfluß der geldpolitischen Instanzen des Reservewährungslandes (USA) handelt.

Ich möchte jedoch betonen, daß aus allen meinen Aussagen keine Schlüsse von der Art zu ziehen sind, die man abkürzend auf die Formel "money doesn't matter !" bringen könnte. Ich kümmere mich in diesem Papier lediglich um die relative Bedeutung von Geld- und Fiskalpolitik für die zyklischen Bewegungen der wirtschaftlichen Aktivität. Es geht hier nicht um die Frage nach dem absoluten Einfluß überhaupt. Den zu verneinen habe ich nach meinen empirischen Untersuchungen zu urteilen, keinerlei Veranlassung.

IX. Schlußbemerkung

Wie diese Arbeit zeigt, wäre es ungerechtfertigt und voreilig, wenn man empirische Resultate, die zu der Frage der relativen Bedeutung der Geld- und Fiskalpolitik für die USA gefunden wurden, auf die BRD übertrüge.

Sucht man nach Gründen dafür, daß die Geldpolitik in der BRD wie auch in England, im Gegensatz zu den USA, nicht stärker, zuverlässiger und schneller wirksam ist als die Fiskalpolitik, dann ist es naheliegend, auf den unterschiedlichen Grad der außenwirtschaftlichen Abhängigkeit der kleineren Länder England und BRD im Vergleich zu den USA zu verweisen. Wie jedoch die Berücksichtigung der Exporte für die BRD gezeigt hat, ist die relativ stärkere Außenwirtschaftsabhängigkeit nicht der ausschlaggebende Faktor beim Zustandekommen dieser Länderdifferenzen. Die Einführung der Exportvariablen hat im Gegenteil die geldpolitischen Wirkungen relativ stärker werden lassen. Allerdings ist es nicht völlig ausschließbar wenn auch unwahrscheinlich, daß außenwirtschaftlich bedingte Verzerrungen zugunsten der Fiskalpolitik auch durch die Exportvariable nicht völlig eliminiert werden konnten. Bei der Suche nach weiteren außenwirtschaftlichen Faktoren darf man aber nicht übersehen, daß durch die Verwendung der Geldbasisvariablen bereits ein wichtiger, monetärer Kanal für Einflüsse der Außenwirtschaft auf die inländische Wirtschaftsaktivität miterfaßt worden ist. Unberücksichtigt blieb bis jetzt nur die Veränderung der relativen Preise der Importe und ihrer Inlandssubstitute.⁴⁴⁾

Als besonderen Mangel dieser Arbeit empfinde ich die ausschließliche Konzentration auf das nominelle Sozialprodukt als Maß der wirtschaftlichen Aktivität und die Vernachlässigung der Preis- und Mengenkompente des Sozialproduktes. In einer kommenden Untersuchung sollen diese Mängel beseitigt werden.

1. Anmerkungen zum Datenmaterial (Vierteljahreswerte)

M.J. NEUMANN hat mir die von ihm konstruierten Zeitreihen für die Geldbasis, die Geldmenge, die Staatsausgaben, die initialen Steuereinnahmeänderungen und den Initial-Stimulus freundlicherweise zur Verfügung gestellt. Dafür bin ich ihm sehr zu Dank verpflichtet. Dem Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung (DIW) in Berlin habe ich für die Saisonbereinigung verschiedener Zeitreihen zu danken.

Der Initial-Stimulus ist die Differenz zwischen den Staatsausgaben und den kumulierten initialen Steuereinnahmeänderungen. Zu den Staatsausgaben zählen die Ausgaben von Bund, Ländern und Gemeinden. Ausgeschlossen bleiben davon die Ausgaben der Sozialversicherung, des Lastenausgleichsfonds und öffentlicher Unternehmen soweit sie nicht durch Transferzahlungen aus öffentlichen Haushalten finanziert werden. Bei den Bundesausgaben handelt es sich um tatsächliche Kassenausgänge nach den Ausweisungen der Bundesbank (siehe Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, Statistischer Teil, Tab. VII,8). Bei den Länderausgaben wurden nicht die Zahlen der Bundesfinanzstatistik verwendet, sondern unveröffentlichte Daten, die die Bundesbank zur Verfügung gestellt hat, von denen man nach einigen Korrekturen annehmen konnte, daß sie den Barausgaben näher kommen als den rein buchhalterischen Ausgaben. Zur Vermeidung von Doppelzählungen wurden Transfers vom Bund an die Länder abgezogen.

Weil es für die Gemeinden keine Vierteljahresdaten gibt, wurden ersatzweise die Bauausgaben der Gemeinden mit 10 000 und mehr Einwohnern verwendet. (Siehe Statistisches Bundesamt, Fachserie L: Finanzen und Steuern, Reihe 1: Haushaltswirtschaft von Bund, Ländern und Gemeinden, III. Vierteljahreszahlen zur Finanzwirtschaft). Diese betragen ca. 20% der Gesamtausgaben der Gemeinden. Transfers vom Bund an die Gemeinden wurden nicht abgezogen. Das führt zu einer Doppelzählung mit leicht verzerrender Wirkung.

Das Nachhinken der Kassenausgaben hinter den Bestellungen und Auftragserteilungen bewirkt bei Verwendung der Kassenausgaben in der Konstruktion des Fiskalmaßes eine tendenzielle Unterschätzung der Lags der Fiskalpolitik. Ich glaube jedoch nicht, daß diese Verzerrung meine Feststellung der relativ schnelleren Wirksamkeit der Fiskal- gegenüber der Geldpolitik in Frage stellt.

Die initiale Steuerkomponente des Initial-Stimulus ist in Fußnote 14 theoretisch definiert worden. Schätzungen der initialen Wirkungen von Steueränderungen auf die Steuereinnahmen gibt es seit Anfang 1965 in den jährlichen Finanzberichten des Bundesministeriums der Finanzen. Diese Schätzungen wurden ^{von} M.J. NEUMANN ergänzt für die Jahre davor (ab 1958) und in Vierteljahresgrößen umgerechnet.

Die Staatsausgaben wurden beim DIW nach dem Berliner Verfahren saisonbereinigt. Die kumulierten initialen Steuereinnahmeänderungen wurden in saisonal unbereinigter Form verwendet. Der Versuch der Saisonbereinigung führte zu sinnlosen Resultaten für die bereinigte Reihe.

Weitere Einzelheiten zur Konstruktion der Fiskalmaße findet man bei K. BRUNNER, M. FRATIANI, J. JORDAN, M.J. NEUMANN, The Monetary Fiscal Approach to Inflation: A Multi Country Study, Chapt. III, The German Case, in Vorbereitung und vorläufig erschienen als Nr. 9b der Diskussionsbeiträge des Fachbereichs Wirtschaftswissenschaften der Universität Konstanz.

(Die Zeitreihen für das Fiskalmaß, die in der eben genannten Arbeit zu finden sind, stellen gleitende Durchschnitte dar. Die von mir verwendeten Reihen sind jedoch nicht auf diese Weise geglättet worden. Ferner verwende ich den Fiskalindikator I bzw. die Steuerkomponente I, also den ersten der drei Indikatoren (Steuerkomponenten), die M.J. NEUMANN konstruiert hat.)

Die erweiterte Geldbasis habe ich von der Verwendungsseite her bereits beschrieben als Summe aus Zentralbankgeldreserven der Kreditinstitute und Bargeld der Nichtbanken

zuzüglich der kumulierten Summe der durch Reservesatzänderungen freigesetzten oder zusätzlich gebundenen Reserven. Die Summe aus den Zentralbankgeldreserven der Kreditinstitute und dem Bargeld der Nichtbanken wurde berechnet als Summe aus den Zentralbankeinlagen der Kreditinstitute und dem insgesamt umlaufenden Bargeld, d.h. den Bargeldbeständen der Kreditinstitute und Nichtbanken.

Die Geldmenge ist definiert als Summe der Bestände an Sichtdepositen inländischer Nichtbanken bei den Kreditinstituten (einschließlich Postscheckämtern, aber ohne Bundesbank) und an Bargeld der Nichtbanken. Zu den Nichtbanken zählen dabei die privaten Haushalte und Unternehmen des Inlandes sowie die Gemeinden als Teil der öffentlichen Hand.

Die in der Geldmenge enthaltenen Sichtdepositen bei Kreditinstituten (einschl. Postscheckämtern) kommen aus einer internen Statistik der Deutschen Bundesbank über die Pflichtreservenhaltung. Diese Quelle diente auch der Berechnung der "liberated reserves". (Die Kumulation beginnt mit dem Januar 1958. Zur Berechnungsweise siehe Fußnote 16.) Die Bargeldhaltung der Nichtbanken und die Bargeldhaltung insgesamt sowie die Zentralbankeinlagen der Kreditinstitute wurden den Monatsberichten der Deutschen Bundesbank, Statistischer Teil, Tabelle I und II entnommen.

Die monetären Reihen bestanden zunächst aus Monatsendwerten. Sie wurden beim DIW nach dem Berliner Verfahren saisonbereinigt. Der saisonbereinigte Wert des dritten Monats eines jeden Quartals diente dann für die Bestandsgrößen erweiterte Geldbasis und Geldmenge als Quartalswert.

Die saisonbereinigten Daten für das nominelle Bruttosozialprodukt und die Exporte findet man in den folgenden DIW-Veröffentlichungen: DIW, "Vierteljährliche volkswirtschaftliche Gesamtrechnung", Bundesrepublik Deutschland, Saisonbereinigte Daten 1950-1965, ohne Ort und ohne Jahr und DIW, "Vierteljährliche volkswirtschaftliche Gesamtrechnung", Bundesrepublik Deutschland einschl. Saarland und Berlin, Saisonbereinigte Daten 1960-1971, Berlin Juli 1971.

2. Anmerkungen zu den Tabellen

Die nachfolgenden Erklärungen gelten für alle Tabellen dieses Anhangs.

- Δ = erste Differenz
- $g()$ = Wachstumsrate (relative Differenz)
- B = erweiterte Geldbasis
- M = Geldmenge
- F = Initial-Stimulus
- E = Staatsausgaben
- Ex = Exporte

Unter den Koeffizienten in den Tabellen stehen in Klammern t-Werte für den t-Test.

R*R ADJ. ist der um die Anzahl der Freiheitsgrade adjustierte Bestimmtheitskoeffizient.

R*R ist der nichtadjustierte, gewöhnliche Bestimmtheitskoeffizient.

F ist der F-Wert für den F-Test.

FG1 u. FG2 sind die dem F-Test zugeordneten Freiheitsgrade.

FG2 stellt auch die Zahl der Freiheitsgrade für den t-Test dar.

SF bezeichnet den Standardfehler der Regression adjustiert durch die Zahl der Freiheitsgrade.

DW ist die Testgröße für den Autokorrelationstest nach DURBIN-WATSON.

N benennt die Anzahl der Beobachtungen (nach Bildung von ersten Differenzen bzw. von Wachstumsraten).

Nach "LAG-B." (bzw. "LEAD-B.") steht der Bereich der Lags (bzw. Leads), d.h. der Bereich der verzögerten (bzw. vorausseilenden) Perioden, aus dem die optimale Regression nach Maßgabe des kleinsten adjustierten Standardfehlers ausgewählt worden ist. Die Angabe zum Lag-Bereich gilt bei jeder Regression gleichermaßen für jede der verzögert verwendeten Variablen.

Die Untergrenze des Lag-Bereichs ist in der Regel technisch, d.h. durch den Polynomgrad und die Art der Polynombindung vorherbestimmt. Nur in Ausnahmefällen, d.h. bei Zweifachbindung ist mit mindestens drei verzögerten Perioden gelegentlich zu Vergleichszwecken bewußt eine höhere als die

technisch mögliche Untergrenze (von zwei verzögerten Perioden) gewählt worden. Die Obergrenze liegt a priori im allgemeinen bei acht verzögerten Perioden. In einzelnen Fällen habe ich die Obergrenze auf sechs oder sieben, im Fall der Tabelle IX sogar auf fünf verzögerte Perioden reduziert, um theoretisch sinnlose Resultate in Form signifikant negativer monetärer Späteffekte zu vermeiden.

* bedeutet: signifikanter t-Wert bei höchstens 5% Irrtumswahrscheinlichkeit und zweiseitiger Fragestellung.

3. Tabellen

Siehe die nachfolgenden Seiten.

T A B E L L E I: TEST AUF UMGEKEHRTE KAUSALITÄT - Regressionen von Veränderungen des Bruttosozialproduktes auf gegenwärtige, vergangene (lagging) und zukünftige (leading) Veränderungen der erweiterten Geldbasis (1) und der Geldmenge (2)

(Einfach-Bindung und erste Differenzen)

| Gleichung 1 | | | | Gleichung 2 | | | |
|-------------------|-------------------|-------------|--|-------------------|--------------------|-------------|--|
| KONST. | -3.42 (-1.33) | | | KONST. | -3.26* (-3.65) | | |
| 2. VAR. (LAGGING) | | ΔB | | 2. VAR. (LAGGING) | | ΔM | |
| POLYNOMGRAD: | 4 | | | POLYNOMGRAD: | 4 | | |
| PERIODE | KOEFF. | BETA-KOEFF. | | PERIODE | KOEFF. | BETA-KOEFF. | |
| T - 0 | 0.76 (1.23) | 0.29 | | T - 0 | 1.12* (3.38) | 0.50 | |
| T - 1 | 1.41* (2.30) | 0.53 | | T - 1 | 0.52 (2.02) | 0.23 | |
| T - 2 | 1.21* (2.70) | 0.45 | | T - 2 | 0.35 (1.52) | 0.16 | |
| T - 3 | 0.89 (2.03) | 0.34 | | T - 3 | 0.66* (3.43) | 0.30 | |
| T - 4 | 0.82 (1.80) | 0.31 | | T - 4 | 0.93* (3.48) | 0.42 | |
| T - 5 | 0.96* (2.34) | 0.36 | | | | | |
| T - 6 | 0.94 (1.77) | 0.35 | | | | | |
| SUMME DER KOEFF. | 6.99* (3.02) | 2.63 | | SUMME DER KOEFF. | 3.59* (6.91) | 1.60 | |
| 3. VAR. (LEADING) | | ΔB | | 3. VAR. (LEADING) | | ΔM | |
| POLYNOMGRAD: | 4 | | | POLYNOMGRAD: | 4 | | |
| PERIODE | KOEFF. | BETA-KOEFF. | | PERIODE | KOEFF. | BETA-KOEFF. | |
| T + 1 | -0.04 (-0.06) | -0.02 | | T + 1 | 0.07 (0.27) | 0.03 | |
| T + 2 | 0.32 (0.61) | 0.12 | | T + 2 | 0.08 (0.32) | 0.04 | |
| T + 3 | 0.23 (0.48) | 0.09 | | T + 3 | -0.35 (-1.34) | -0.16 | |
| T + 4 | -0.12 (-0.25) | -0.04 | | T + 4 | 0.98* (3.66) | 0.44 | |
| T + 5 | -0.38 (-0.78) | -0.14 | | | | | |
| SUMME DER KOEFF. | 0.01 (0.01) | 0.00 | | SUMME DER KOEFF. | 0.78 (1.83) | 0.35 | |
| R*R ADJ. | 0.09 | | | R*R ADJ. | 0.60 | | |
| R*R | 0.33 | | | R*R | 0.69 | | |
| F | 1.41 | | | F | 7.32 | | |
| FG1/FG2 | 8 / 23 | | | FG1/FG2 | 8 / 26 | | |
| SF | 1 476.24 | | | SF | 1 071.72 | | |
| DW | 1.51 | | | DW | 1.75 | | |
| N | 32 | | | N | 35 | | |
| LAG - B. | 3 - 8 | | | LAG - B. | 3 - 8 | | |
| LEAD - B. | 3 - 5 | | | LEAD - B. | 3 - 5 | | |

T A B E L L E II: POLITIKVERGLEICH - Regressionen von Veränderungen des Bruttosozialprodukts auf Veränderungen in den Indikatoren der Geld- und Fiskalpolitik

(Initial-Stimulus (F) als Fiskalmaß, erweiterte Geldbasis (B) als Geldpolitikindikator, Zweifach-Bindung, Wachstumsraten und variables Zeitbedarfsminimum: bei (1) bzw. (2) mindestens 2 bzw. 3 verzögerte Perioden)

| Gleichung 1 | | | | Gleichung 2 | | | |
|---------------------------------------|-------------------|-----------------|--|---------------------------------------|-------------------|-----------------|--|
| KONST. | 0,00 (1,14) | | | KONST. | 0,00 (1,99) | | |
| 2. VAR. | g(F) | | | 2. VAR. | g(F) | | |
| POLYNOMGRAD: | 4 | (ZWEIFACH GEB.) | | POLYNOMGRAD: | 4 | (ZWEIFACH GEB.) | |
| PERIODE | KOEFF. | BETA-KOEFF. | | PERIODE | KOEFF. | BETA-KOEFF. | |
| T = 0 | 0,24* (3,46) | 0,59 | | T = 0 | 0,21* (3,14) | 0,51 | |
| T = 1 | -0,05 (-0,68) | -0,12 | | T = 1 | -0,02 (-0,26) | -0,04 | |
| T = 2 | -0,01 (-0,13) | -0,02 | | T = 2 | -0,13 (-1,91) | -0,32 | |
| | | | | T = 3 | -0,01 (-0,23) | -0,04 | |
| SUMME DER KOEFF. | 0,18 (1,20) | 0,44 | | SUMME DER KOEFF. | 0,05 (0,24) | 0,12 | |
| 3. VAR. | g(B) | | | 3. VAR. | g(B) | | |
| POLYNOMGRAD: | 4 | (ZWEIFACH GEB.) | | POLYNOMGRAD: | 4 | (ZWEIFACH GEB.) | |
| PERIODE | KOEFF. | BETA-KOEFF. | | PERIODE | KOEFF. | BETA-KOEFF. | |
| T = 0 | 0,13 (0,92) | 0,17 | | T = 0 | 0,13 (1,10) | 0,17 | |
| T = 1 | 0,10 (1,02) | 0,13 | | T = 1 | -0,06 (-0,54) | -0,08 | |
| T = 2 | 0,04 (0,39) | 0,05 | | T = 2 | -0,00 (-0,03) | -0,00 | |
| T = 3 | 0,01 (0,08) | 0,01 | | T = 3 | 0,26 (2,01) | 0,33 | |
| T = 4 | 0,02 (0,25) | 0,03 | | | | | |
| T = 5 | 0,05 (0,37) | 0,07 | | | | | |
| SUMME DER KOEFF. | 0,36 (0,81) | 0,46 | | SUMME DER KOEFF. | 0,32 (1,06) | 0,41 | |
| R ² ADJ. R ² | 0,24 0,36 | | | R ² ADJ. R ² | 0,26 0,37 | | |
| F | 2,91 | | | F | 3,26 | | |
| FG1/FG2 | 6 / 31 | | | FG1/FG2 | 6 / 33 | | |
| SF | 0,0124540 | | | SF | 0,0127938 | | |
| DW | 1,57 | | | DW | 1,71 | | |
| N | 38 | | | N | 40 | | |
| LAG-B. | 2 - 8 | | | LAG-B. | 3 - 7 | | |

T A B E L L E III: POLITIKVERGLEICH - Regressionen von Veränderungen des Bruttosozial-
produktes auf Veränderungen in den Indikatoren der Geld- und Fiskalpolitik

(Rechtsbindung, Initial-Stimulus (F) und Staatsausgaben (E) als alternative Fiskalindikatoren,
erweiterte Geldbasis (B) als Geldpolitikindikator, Wachstumsraten),

| Gleichung 1 | | | Gleichung 2 | | |
|---------------------|-------------------|-------------|---------------------|-------------------|-------------|
| KONST, | 0,00 (1,84) | | KONST, | 0,00 (1,52) | |
| 2, VAR. | g(F) | | 2, VAR. | g(E) | |
| POLYNOMGRAD: | 4 | | POLYNOMGRAD: | 4 | |
| PERIODE | KOEFF. | BETA-KOEFF. | PERIODE | KOEFF. | BETA-KOEFF. |
| T = 0 | 0,24* (3,36) | 0,59 | T = 0 | 0,28* (3,61) | 0,65 |
| T = 1 | -0,03 (-0,37) | -0,07 | T = 1 | -0,00 (-0,03) | -0,01 |
| T = 2 | -0,09 (-1,42) | -0,23 | T = 2 | -0,09 (-1,33) | -0,20 |
| T = 3 | -0,07 (-1,08) | -0,18 | T = 3 | -0,07 (-1,07) | -0,17 |
| T = 4 | -0,04 (-0,63) | -0,09 | T = 4 | -0,03 (-0,55) | -0,08 |
| T = 5 | -0,02 (-0,26) | -0,04 | T = 5 | -0,00 (-0,07) | -0,01 |
| SUMME DER KOEFF. | -0,01 (-0,04) | -0,02 | SUMME DER KOEFF. | 0,08 (0,32) | 0,18 |
| 3, VAR. | g(B) | | 3, VAR. | g(B) | |
| POLYNOMGRAD: | 4 | | POLYNOMGRAD: | 4 | |
| PERIODE | KOEFF. | BETA-KOEFF. | PERIODE | KOEFF. | BETA-KOEFF. |
| T = 0 | 0,11 (0,84) | 0,15 | T = 0 | 0,13 (0,99) | 0,17 |
| T = 1 | 0,05 (0,36) | 0,07 | T = 1 | 0,06 (0,40) | 0,07 |
| T = 2 | 0,01 (0,07) | 0,01 | T = 2 | 0,03 (0,20) | 0,03 |
| T = 3 | 0,21 (1,75) | 0,27 | T = 3 | 0,22 (1,83) | 0,28 |
| SUMME DER KOEFF. | 0,39 (1,29) | 0,50 | SUMME DER KOEFF. | 0,44 (1,49) | 0,56 |
| R*R ADJ. | 0,28 | | R*R ADJ. | 0,29 | |
| R*R | 0,43 | | R*R | 0,45 | |
| F | 2,76 | | F | 2,91 | |
| FG1/FG2 | 8 / 29 | | FG1/FG2 | 8 / 29 | |
| SF | 0,0121311 | | SF | 0,0119927 | |
| DW | 1,45 | | DW | 1,37 | |
| N | 38 | | N | 38 | |
| LAG-B. | 3-6 | | LAG-B. | 3-8 | |

T A B E L L E IV: POLITIKVERGLEICH - Regressionen von Veränderungen des Bruttosozialproduktes auf Veränderungen in den Indikatoren der Geld- und Fiskalpolitik

(Staatsausgaben (E) als Fiskalmaß, erweiterte Geldbasis (B) als Geldpolitikindikator; Zweifach-Bindung, Wachstumsraten und variables Zeitbedarfsminimum: bei (1) bzw. (2) mindestens 2 bzw. 3 verzögerte Perioden)

Gleichung 1

| | | |
|--------------|-------------------|-----------------|
| KONST, | 0,00 (0,98) | |
| 2, VAR. | $\varphi(E)$ | |
| POLYNOMGRAD: | 4 | (ZWEIFACH GEB.) |
| PERIODE | KOEFF, | BETA-KOEFF, |
| T - 0 | 0,27* (3,57) | 0,63 |
| T - 1 | -0,03 (-0,45) | -0,08 |
| T - 2 | 0,00 (0,05) | 0,01 |

SUMME DER KOEFF, (0,24 1,48) 0,56

3, VAR. $\varphi(B)$
POLYNOMGRAD: 4 (ZWEIFACH GEB.)

| | | |
|---------|-----------------|-------------|
| PERIODE | KOEFF, | BETA-KOEFF, |
| T - 0 | 0,13 (0,92) | 0,16 |
| T - 1 | 0,11 (1,05) | 0,13 |
| T - 2 | 0,05 (0,46) | 0,06 |
| T - 3 | 0,01 (0,12) | 0,02 |
| T - 4 | 0,02 (0,23) | 0,03 |
| T - 5 | 0,05 (0,33) | 0,06 |

SUMME DER KOEFF, (0,36 0,83) 0,46

R²R ADJ. 0,25
R²R 0,37
F 3,05
FG1/FG2 6 / 31
SF 0,0123515
DW 1,52
N 38
LAG-B. 2 - 8

Gleichung 2

| | | |
|--------------|-----------------|-----------------|
| KONST, | 0,00 (1,19) | |
| 2, VAR. | $\varphi(E)$ | |
| POLYNOMGRAD: | 4 | (ZWEIFACH GEB.) |

| | | |
|---------|-------------------|-------------|
| PERIODE | KOEFF, | BETA-KOEFF, |
| T - 0 | 0,20 (2,84) | 0,46 |
| T - 1 | 0,08 (1,24) | 0,19 |
| T - 2 | -0,07 (-1,07) | -0,17 |
| T - 3 | -0,12 (-1,74) | -0,29 |
| T - 4 | -0,04 (-0,61) | -0,09 |

T - 5 0,08
(1,25) 0,18
SUMME DER KOEFF, (0,12 0,49) 0,29

3, VAR. $\varphi(B)$
POLYNOMGRAD: 4 (ZWEIFACH GEB.)

| | | |
|---------|-----------------|-------------|
| PERIODE | KOEFF, | BETA-KOEFF, |
| T - 0 | 0,20 (1,44) | 0,26 |
| T - 1 | 0,08 (0,62) | 0,10 |
| T - 2 | 0,05 (0,44) | 0,07 |
| T - 3 | 0,14 (1,25) | 0,20 |

SUMME DER KOEFF, (0,49 1,56) 0,62

R²R ADJ. 0,19
R²R 0,32
F 2,46
FG1/FG2 6 / 31
SF 0,0128117
DW 1,63
N 38
LAG-B. 3 - 8

T A B E L L E V: POLITIKVERGLEICH - Regressionen von Veränderungen des Bruttosozialproduktes auf Veränderungen in den Indikatoren der Geld- und Fiskalpolitik

(Fiskalpolitik a priori ohne Lags, Initialstimulus (F) und Staatsausgaben (E) als alternative Fiskalindikatoren, erweiterte Geldbasis (B) als Geldpolitikindikator, Zweifach-Bindung, Wachstumsraten)

| Gleichung 1 | | | Gleichung 2 | | |
|-----------------------|-------------------|-----------------|-----------------------|------------------|-----------------|
| KONST. | 0,00 (1,15) | | KONST. | 0,00 (1,00) | |
| | $g(F)$ | | | $g(E)$ | |
| | KOEFF. | BETA - KOEFF. | | KOEFF. | BETA - KOEFF. |
| 2. VAR. | 0,25* (3,91) | 0,61 | 2. VAR. | 0,28* (4,05) | 0,65 |
| 3. VAR. | $g(B)$ | | 3. VAR. | $g(B)$ | |
| POLYNOMGRAD: | 4 | (ZWEIFACH GEB.) | POLYNOMGRAD: | 4 | (ZWEIFACH GEB.) |
| PERIODE | KOEFF. | BETA-KOEFF. | PERIODE | KOEFF. | BETA-KOEFF. |
| T = 0 | 0,12 (0,90) | 0,16 | T = 0 | 0,13 (0,93) | 0,16 |
| T = 1 | 0,10 (0,99) | 0,12 | T = 1 | 0,10 (1,09) | 0,13 |
| T = 2 | 0,03 (0,32) | 0,04 | T = 2 | 0,04 (0,46) | 0,06 |
| T = 3 | -0,01 (-0,06) | -0,01 | T = 3 | 0,01 (0,07) | 0,01 |
| T = 4 | 0,01 (0,05) | 0,01 | T = 4 | 0,01 (0,13) | 0,02 |
| T = 5 | 0,03 (0,25) | 0,04 | T = 5 | 0,03 (0,26) | 0,04 |
| SUMME DER KOEFF. | 0,26 (0,69) | 0,30 | SUMME DER KOEFF. | 0,33 (0,80) | 0,42 |
| R ² R ADJ. | 0,27 | | R ² R ADJ. | 0,29 | |
| R ² R | 0,35 | | R ² R | 0,37 | |
| F | 4,46 | | F | 4,76 | |
| FG1/FG2 | 4 / 33 | | FG1/FG2 | 4 / 33 | |
| SF | 0,0121609 | | SF | 0,0120184 | |
| DW | 1,57 | | DW | 1,53 | |
| N | 38 | | N | 38 | |
| LAG-B. | 2-8 | | LAG-B. | 2-7 | |

T A B E L L E VI: POLITIKVERGLEICH - Regressionen von Veränderungen des Bruttosozialproduktes auf Veränderungen in den Indikatoren der Geld- und Fiskalpolitik sowie der Exporte

(Exporte (Ex), Fiskalpolitik a priori ohne Lags, Initialstimulus (F) und Staatsausgaben (E) als alternative Fiskalindikatoren, erweiterte Geldbasis (B) als Geldpolitikindikator, Zweifach-Bindung, Wachstumsraten)

| Gleichung 1 | | | Gleichung 2 | | |
|---------------------|-------------------|-----------------|---------------------|-------------------|-----------------|
| KONST, | -0,00 (-0,66) | | KONST, | -0,00 (-0,58) | |
| | g(F) | | | g(E) | |
| | KOEFF. | BETA-KOEFF. | | KOEFF. | BETA-KOEFF. |
| 2. VAR. | 0,27* (4,52) | 0,66 | 2. VAR. | 0,29* (4,66) | 0,67 |
| | g(B) | | | g(B) | |
| 3. VAR. | | | 3. VAR. | | |
| POLYNOMGRAD: 4 | | (ZWEIFACH GEB.) | POLYNOMGRAD: 4 | | (ZWEIFACH GEB.) |
| PERIODE | KOEFF. | BETA-KOEFF. | PERIODE | KOEFF. | BETA-KOEFF. |
| T = 0 | 0,13 (0,99) | 0,16 | T = 0 | 0,11 (0,90) | 0,14 |
| T = 1 | 0,05 (0,45) | 0,07 | T = 1 | 0,05 (0,42) | 0,06 |
| T = 2 | 0,12 (0,84) | 0,15 | T = 2 | 0,12 (1,02) | 0,16 |
| T = 3 | 0,25* (2,04) | 0,32 | T = 3 | 0,26* (2,14) | 0,33 |
| SUMME DER KOEFF. | 0,54 (1,72) | 0,70 | SUMME DER KOEFF. | 0,54 (1,73) | 0,70 |
| | g(Ex) | | | g(Ex) | |
| 4. VAR. | | | 4. VAR. | | |
| POLYNOMGRAD: 4 | | (ZWEIFACH GEB.) | POLYNOMGRAD: 4 | | (ZWEIFACH GEB.) |
| PERIODE | KOEFF. | BETA-KOEFF. | PERIODE | KOEFF. | BETA-KOEFF. |
| T = 0 | 0,09 (1,27) | 0,19 | T = 0 | 0,10 (1,49) | 0,21 |
| T = 1 | 0,08 (1,31) | 0,10 | T = 1 | 0,08 (1,31) | 0,16 |
| T = 2 | 0,05 (0,84) | 0,11 | T = 2 | 0,03 (0,55) | 0,07 |
| T = 3 | 0,06 (0,95) | 0,13 | T = 3 | 0,03 (0,54) | 0,07 |
| T = 4 | 0,09 (1,55) | 0,19 | T = 4 | 0,07 (1,25) | 0,15 |
| T = 5 | 0,10 (1,43) | 0,22 | T = 5 | 0,10 (1,38) | 0,21 |
| SUMME DER KOEFF. | 0,48 (1,88) | 1,00 | SUMME DER KOEFF. | 0,42 (1,68) | 0,88 |
| R ² ADJ. | 0,34 | | R ² ADJ. | 0,36 | |
| R ² R | 0,47 | | R ² R | 0,48 | |
| F | 3,75 | | F | 3,95 | |
| FG1/FG2 | 7 / 30 | | FG1/FG2 | 7 / 30 | |
| SF | 0,0145647 | | SF | 0,0114196 | |
| DW | 1,67 | | DW | 1,58 | |
| N | 38 | | N | 38 | |
| LAG-B. | 2-8 | | LAG-B. | 2-8 | |

T A B E L L E VII: POLITIKVERGLEICH - Regressionen von Veränderungen des Bruttosozial-
produktes auf Veränderungen in den Indikatoren der Geld- und Fiskalpolitik

(Initial-Stimulus (F) als Fiskalindikator, Geldmenge (M) als abgelehnter Geldpolitikindikator, Zweifach-Bindung, Wachstumsraten und variables Zeitbedarfsminimum: bei (1) bzw. (2) mindestens 2 bzw. 3 verzögerte Perioden)

| Gleichung 1 | | | | Gleichung 2 | | | |
|---------------------|-------------------|-----------------|--|---------------------|---------------------|-----------------|--|
| KONST, | 0,00 (0,62) | | | KONST, | 0,00 (0,44) | | |
| 2. VAR, | $\varphi(F)$ | | | 2. VAR, | $\varphi(F)$ | | |
| POLYNOMGRAD: | 4 | (ZWEIFACH GEB.) | | POLYNOMGRAD: | 4 | (ZWEIFACH GEB.) | |
| PERIODE | KOEFF, | BETA-KOEFF, | | PERIODE | KOEFF, | BETA-KOEFF, | |
| T = 0 | 0,19 * (2,84) | 0,46 | | T = 0 | 0,08 (1,43) | 0,20 | |
| T = 1 | -0,10 (-1,40) | -0,24 | | T = 1 | -0,05 (-0,80) | -0,12 | |
| T = 2 | -0,05 (-0,83) | -0,13 | | T = 2 | -0,18 * (-2,56) | -0,43 | |
| | | | | T = 3 | -0,18 * (-2,71) | -0,45 | |
| | | | | T = 4 | -0,07 (-1,15) | -0,17 | |
| | | | | T = 5 | 0,06 (1,11) | 0,15 | |
| SUMME DER KOEFF, | 0,03 (0,22) | 0,08 | | SUMME DER KOEFF, | -0,34 (-1,30) | -0,83 | |
| 3. VAR, | $\varphi(M)$ | | | 3. VAR, | $\varphi(M)$ | | |
| POLYNOMGRAD: | 4 | (ZWEIFACH GEB.) | | POLYNOMGRAD: | 4 | (ZWEIFACH GEB.) | |
| PERIODE | KOEFF, | BETA-KOEFF, | | PERIODE | KOEFF, | BETA-KOEFF, | |
| T = 0 | 0,17 (0,96) | 0,15 | | T = 0 | 0,36 (1,79) | 0,30 | |
| T = 1 | 0,24 * (2,15) | 0,20 | | T = 1 | 0,29 * (2,49) | 0,25 | |
| T = 2 | 0,22 * (2,05) | 0,19 | | T = 2 | 0,20 (1,29) | 0,17 | |
| T = 3 | 0,15 (1,33) | 0,13 | | T = 3 | 0,24 (1,91) | 0,20 | |
| T = 4 | 0,06 (0,67) | 0,05 | | T = 4 | 0,29 (1,63) | 0,25 | |
| T = 5 | -0,00 (-0,02) | -0,00 | | | | | |
| SUMME DER KOEFF, | 0,85 * (2,04) | 0,73 | | SUMME DER KOEFF, | 1,37 * (3,59) | 1,18 | |
| R*R ADJ, | 0,35 | | | R*R ADJ, | 0,34 | | |
| R*R | 0,46 | | | R*R | 0,45 | | |
| F | 4,39 | | | F | 4,17 | | |
| FG1/FG2 | 6 / 31 | | | FG1/FG2 | 6 / 31 | | |
| SF | 0,0114547 | | | SF | 0,0115863 | | |
| DW | 1,96 | | | DW | 2,28 | | |
| N | 38 | | | N | 38 | | |
| LAG-B. | 2-7 | | | LAG-B. | 3-8 | | |

T A B E L L E VIII: POLITIKVERGLEICH - Regressionen von Veränderungen des Bruttosozial-
produktes auf Veränderungen in den Indikatoren der Geld- und Fiskalpolitik

(Geldmenge (M) als abgelehntes Geldpolitikmaß, Initial-Stimulus (F) und Staatsausgaben als
alternative Fiskalindikatoren, Rechts- oder Einfach-Bindung, Wachstumsraten)

| Gleichung 1 | | | | Gleichung 2 | | | |
|---------------------|-----------|-------------|--|---------------------|-----------|-------------|--|
| KONST, | 0,00 | | | KONST, | 0,00 | | |
| | (0,84) | | | | (0,87) | | |
| 2, VAR. | $g(F)$ | | | 2, VAR. | $g(E)$ | | |
| POLYNOMGRAD: | 4 | | | POLYNOMGRAD: | 4 | | |
| PERIODE | KOEFF, | BETA-KOEFF, | | PERIODE | KOEFF, | BETA-KOEFF, | |
| T = 0 | 0,16 * | 0,38 | | T = 0 | 0,22 * | 0,51 | |
| | (2,46) | | | | (3,14) | | |
| T = 1 | -0,15 * | -0,38 | | T = 1 | -0,10 | -0,23 | |
| | (-2,18) | | | | (-1,36) | | |
| T = 2 | -0,15 * | -0,38 | | T = 2 | -0,12 | -0,27 | |
| | (-2,23) | | | | (-1,74) | | |
| T = 3 | -0,12 | -0,31 | | T = 3 | -0,10 | -0,22 | |
| | (-1,82) | | | | (-1,42) | | |
| T = 4 | -0,13 | -0,31 | | T = 4 | -0,10 | -0,23 | |
| | (-1,85) | | | | (-1,51) | | |
| SUMME DER KOEFF, | -0,40 | -0,99 | | SUMME DER KOEFF, | -0,19 | -0,45 | |
| | (-1,67) | | | | (-0,86) | | |
| 3, VAR. | $g(M)$ | | | 3, VAR. | $g(M)$ | | |
| POLYNOMGRAD: | 4 | | | POLYNOMGRAD: | 4 | | |
| PERIODE | KOEFF, | BETA-KOEFF, | | PERIODE | KOEFF, | BETA-KOEFF, | |
| T = 0 | 0,09 | 0,07 | | T = 0 | 0,10 | 0,08 | |
| | (0,45) | | | | (0,50) | | |
| T = 1 | 0,46 * | 0,39 | | T = 1 | 0,46 * | 0,39 | |
| | (2,35) | | | | (2,37) | | |
| T = 2 | 0,33 * | 0,28 | | T = 2 | 0,30 * | 0,26 | |
| | (2,88) | | | | (2,71) | | |
| T = 3 | 0,15 | 0,12 | | T = 3 | 0,08 | 0,07 | |
| | (0,96) | | | | (0,55) | | |
| T = 4 | 0,11 | 0,10 | | T = 4 | 0,02 | 0,02 | |
| | (1,00) | | | | (0,20) | | |
| T = 5 | 0,17 | 0,15 | | T = 5 | 0,09 | 0,07 | |
| | (0,99) | | | | (0,50) | | |
| SUMME DER KOEFF, | 1,30 * | 1,11 | | SUMME DER KOEFF, | 1,04 * | 0,89 | |
| | (2,97) | | | | (2,55) | | |
| R*R ADJ, | 0,42 | | | R*R ADJ, | 0,41 | | |
| R*R | 0,55 | | | R*R | 0,54 | | |
| F | 4,35 | | | F | 4,22 | | |
| FG1/FG2 | 8 / 29 | | | FG1/FG2 | 8 / 29 | | |
| SF | 0,0108579 | | | SF | 0,0109746 | | |
| DW | 2,02 | | | DW | 1,85 | | |
| N | 38 | | | N | 38 | | |
| LAG - B. | 3 - 7 | | | LAG - B. | 3 - 6 | | |

T A B E L L E IX: POLITIKVERGLEICH - Regressionen von Veränderungen des Bruttosozialproduktes auf Veränderungen in den Indikatoren der Geld- und Fiskalpolitik

(Geldmenge (M) als abgelehntes Geldpolitikmaß, Fiskalpolitik a priori ohne Lags, Initial-Stimulus (F) und Staatsausgaben (E) als alternative Fiskalindikatoren, Zweifach-Bindung, Wachstumsraten)

| <u>Gleichung 1</u> | | | <u>Gleichung 2</u> | | |
|---------------------|-------------------|-----------------|---------------------|-------------------|-----------------|
| KONST. | 0.00 (0.64) | | KONST. | 0.36 (0.53) | |
| | g(F) | | | g(E) | |
| | KOEFF. | BETA-KOEFF. | | KOEFF. | BETA-KOEFF. |
| 2. VAR. | 0.22* (3.73) | 0.54 | 2. VAR. | 0.26* (4.13) | 0.61 |
| 3. VAR. | g(M) | | 3. VAR. | g(M) | |
| POLYNOMGRAD: | 4 | (ZWEIFACH GEB.) | POLYNOMGRAD: | 4 | (ZWEIFACH GEB.) |
| PERIODE | KOEFF. | BETA-KOEFF. | PERIODE | KOEFF. | BETA-KOEFF. |
| T - 0 | 0.11 (0.66) | 0.10 | T - 0 | 0.13 (0.79) | 0.11 |
| T - 1 | 0.19 (1.79) | 0.16 | T - 1 | 0.21* (2.14) | 0.18 |
| T - 2 | 0.19 (1.82) | 0.17 | T - 2 | 0.21* (2.07) | 0.16 |
| T - 3 | 0.13 (1.14) | 0.11 | T - 3 | 0.13 (1.18) | 0.11 |
| T - 4 | 0.03 (0.32) | 0.03 | T - 4 | 0.01 (0.07) | 0.01 |
| T - 5 | -0.04 (-0.30) | -0.04 | T - 5 | -0.06 (-0.54) | -0.07 |
| SUMME DER KOEFF. | 0.61 (1.60) | 0.52 | SUMME DER KOEFF. | 0.62 (1.68) | 0.53 |
| R²R ADJ. | 0.35 | | R²R ADJ. | 0.39 | |
| R²R | 0.42 | | R²R | 0.46 | |
| F | 6.04 | | F | 7.01 | |
| FG1/FG2 | 4 / 33 | | FG1/FG2 | 4 / 33 | |
| SF | 0.0114695 | | SF | 0.0111006 | |
| DW | 1.83 | | DW | 1.83 | |
| N | 38 | | N | 38 | |

T A B E L L E X: POLITIKVERGLEICH - Regressionen von Veränderungen des Bruttosozialproduktes auf Veränderungen in den Indikatoren der Geld- und Fiskalpolitik sowie der Exporte

(Exporte (Ex), Geldmenge (M) als abgelehntes Geldpolitikmaß, Fiskalpolitik a priori ohne Lags, Initial-Stimulus (F) als Fiskalindikator, Zweifach-Bindung, Wachstumsraten)

| | | |
|---------------------|-------------------|-----------------|
| KONST, | -1,40 (-1,53) | |
| | g(F) | |
| | KOEFF. | BETA-KOEFF. |
| 2. VAR, | 0,20* (3,41) | 0,50 |
| | g(M) | |
| 3. VAR, | | |
| POLYNOMGRAD: | 4 | (ZWEIFACH GEB.) |
| PERIODE | KOEFF, | BETA-KOEFF, |
| T - 0 | 0,13 (0,67) | 0,11 |
| T - 1 | 0,58* (3,16) | 0,49 |
| T - 2 | 0,22 (1,23) | 0,19 |
| SUMME DER KOEFF, | 0,93* (3,00) | 0,79 |
| | g(Ex) | |
| 4. VAR, | | |
| POLYNOMGRAD: | 4 | (ZWEIFACH GEB.) |
| PERIODE | KOEFF, | BETA-KOEFF, |
| T - 0 | 0,06 (1,16) | 0,13 |
| T - 1 | 0,08 (1,52) | 0,17 |
| T - 2 | 0,08 (1,60) | 0,17 |
| T - 3 | 0,09 (1,56) | 0,18 |
| T - 4 | 0,09 (1,89) | 0,19 |
| T - 5 | 0,10 (1,85) | 0,20 |
| T - 6 | 0,08 (1,37) | 0,16 |
| SUMME DER KOEFF, | 0,58* (2,51) | 1,21 |
| R*R ADJ, | 0,45 | |
| R*R | 0,56 | |
| F | 5,18 | |
| FG1/FG2 | 7 / 29 | |
| SF | 0,0106932 | |
| DW | 2,25 | |
| N | 37 | |
| LAG-B. | 2-7 | |

T A B E L L E XI: Regressionen von Veränderungen des Bruttosozialproduktes auf Veränderungen in den Indikatoren der Geld- und Fiskalpolitik

(abgelehnte erste Differenzen, Initial-Stimulus (F) als Fiskalindikator, erweiterte Geldbasis (B) als Geldpolitikindikator, Zweifach-Bindung und variables Zeitbedarfsminimum: bei (1) bzw. (2) mindestens 2 bzw. 3 verzögerte Perioden)

| Gleichung 1 | | | | Gleichung 2 | | | |
|---------------------|------------|-----------------|--|---------------------|------------|-----------------|--|
| KONST. | -4,11 * | | | KONST. | -5,40 | | |
| | (-2,52) | | | | (-3,17) | | |
| 2. VAR. | ΔF | | | 2. VAR. | ΔF | | |
| POLYNOMGRAD: | 4 | (ZWEIFACH GEB.) | | POLYNOMGRAD: | 4 | (ZWEIFACH GEB.) | |
| PERIODE | KOEFF. | BETA-KOEFF. | | PERIODE | KOEFF. | BETA-KOEFF. | |
| T - 0 | 1,09 * | 0,61 | | T - 0 | 1,13 * | 0,63 | |
| | (4,76) | | | | (4,84) | | |
| T - 1 | 0,19 | 0,11 | | T - 1 | 0,52 | 0,29 | |
| | (0,63) | | | | (1,97) | | |
| T - 2 | 0,07 | 0,04 | | T - 2 | 0,17 | 0,10 | |
| | (0,26) | | | | (0,53) | | |
| SUMME DER | 1,35 * | 0,76 | | SUMME DER | 2,26 * | 1,26 | |
| KOEFF. | (2,43) | | | KOEFF. | (2,51) | | |
| 3. VAR. | ΔB | | | 3. VAR. | ΔB | | |
| POLYNOMGRAD: | 4 | (ZWEIFACH GEB.) | | POLYNOMGRAD: | 4 | (ZWEIFACH GEB.) | |
| PERIODE | KOEFF. | BETA-KOEFF. | | PERIODE | KOEFF. | BETA-KOEFF. | |
| T - 0 | 1,10 * | 0,41 | | T - 0 | 1,25 * | 0,47 | |
| | (3,10) | | | | (3,64) | | |
| T - 1 | 1,18 * | 0,44 | | T - 1 | 1,30 * | 0,49 | |
| | (3,40) | | | | (3,80) | | |
| T - 2 | 0,94 * | 0,35 | | T - 2 | 1,01 * | 0,38 | |
| | (2,94) | | | | (3,14) | | |
| T - 3 | 0,79 * | 0,30 | | T - 3 | 0,86 * | 0,32 | |
| | (2,38) | | | | (2,55) | | |
| T - 4 | 0,90 * | 0,34 | | T - 4 | 1,03 * | 0,39 | |
| | (2,68) | | | | (3,06) | | |
| T - 5 | 1,13 * | 0,42 | | T - 5 | 1,35 * | 0,51 | |
| | (2,93) | | | | (3,62) | | |
| T - 6 | 1,06 * | 0,40 | | T - 6 | 1,28 * | 0,48 | |
| | (2,72) | | | | (3,52) | | |
| SUMME DER | 7,10 * | 2,67 | | SUMME DER | 8,08 * | 3,04 | |
| KOEFF. | (3,67) | | | KOEFF. | (4,27) | | |
| R ² ADJ. | 0,51 | | | R ² ADJ. | 0,51 | | |
| R ² R | 0,59 | | | R ² R | 0,59 | | |
| F | 7,17 | | | F | 7,16 | | |
| FG1/FG2 | 6 / 30 | | | FG1/FG2 | 6 / 30 | | |
| SF | 1 456,02 | | | SF | 1 456,78 | | |
| DW | 1,60 | | | DW | 1,60 | | |
| N | 37 | | | N | 37 | | |
| LAG-B. | 2-8 | | | LAG-B. | 2-7 | | |

T A B E L L E XII: Regressionen von Veränderungen des Bruttosozialproduktes auf Veränderungen in den Indikatoren der Geld- und Fiskalpolitik

(abgelehnte erste Differenzen, Geldmenge (M) als abgelehntes Geldpolitikmaß, Initialstimulus (F) als Fiskalindikator, Zweifach-Bindung und variables Zeitbedarfsminimum: bei (1) bzw. (2) mindestens 2 bzw. 3 verzögerte Perioden)

| Gleichung 1 | | | Gleichung 2 | | |
|---------------------|------------|-----------------|---------------------|------------|-----------------|
| KONST. | -1.72 * | (-2.22) | KONST. | -1.93 | (-1.84) |
| 2. VAR. | ΔF | | 2. VAR. | ΔF | |
| POLYNOMGRAD: | 4 | (ZWEIFACH GEB.) | POLYNOMGRAD: | 4 | (ZWEIFACH GEB.) |
| PERIODE: | KOEFF. | BETA-KOEFF. | PERIODE: | KOEFF. * | BETA-KOEFF. |
| T - 0 | 0.82 * | 0.46 | T - 0 | 0.47 | 0.26 |
| | (3.74) | | | (2.18) | |
| T - 1 | -0.31 | -0.17 | T - 1 | 0.07 | 0.04 |
| | (-1.17) | | | (-0.25) | |
| T - 2 | -0.02 | -0.01 | T - 2 | -0.35 | -0.20 |
| | (-0.07) | | | (-1.06) | |
| | | | T - 3 | -0.34 | -0.19 |
| | | | | (-1.00) | |
| | | | T - 4 | 0.08 | 0.05 |
| | | | | (0.26) | |
| | | | T - 5 | 0.49 | 0.27 |
| | | | | (1.72) | |
| SUMME DER | 0.49 | 0.28 | SUMME DER | 0.42 | 0.23 |
| KOEFF. | (0.95) | | KOEFF. | (0.34) | |
| 3. VAR. | ΔM | | 3. VAR. | ΔM | |
| POLYNOMGRAD: | 4 | (ZWEIFACH GEB.) | POLYNOMGRAD: | 4 | (ZWEIFACH GEB.) |
| PERIODE: | KOEFF. | BETA-KOEFF. | PERIODE: | KOEFF. | BETA-KOEFF. |
| T - 0 | 0.57 | 0.25 | T - 0 | 0.82 * | 0.36 |
| | (1.95) | | | (2.66) | |
| T - 1 | 0.58 * | 0.26 | T - 1 | 0.64 * | 0.29 |
| | (3.12) | | | (2.97) | |
| T - 2 | 0.56 * | 0.25 | T - 2 | 0.45 | 0.20 |
| | (2.24) | | | (1.64) | |
| T - 3 | 0.65 * | 0.29 | T - 3 | 0.60 * | 0.27 |
| | (3.65) | | | (2.84) | |
| T - 4 | 0.66 * | 0.29 | T - 4 | 0.77 * | 0.34 |
| | (2.44) | | | (2.49) | |
| SUMME DER | 3.02 * | 1.35 | SUMME DER | 3.27 * | 1.46 |
| KOEFF. | (5.03) | | KOEFF. | (4.91) | |
| R ² ADJ. | 0.59 | | R ² ADJ. | 0.51 | |
| R ² | 0.66 | | R ² | 0.59 | |
| F | 10.18 | | F | 7.52 | |
| FG1/FG2 | 6 / 32 | | FG1/FG2 | 6 / 31 | |
| SF | 1 322.20 | | SF | 1 435.78 | |
| DW | 1.97 | | DW | 2.32 | |
| N | 39 | | N | 38 | |
| LAG-B. | 2-7 | | LAG-B. | 3-7 | |

T A B E L L E XIII: Regressionen von Veränderungen des Bruttosozialproduktes auf Veränderungen in den Indikatoren der Geld- und Fiskalpolitik

(Rechtsbindung, abgelehnte erste Differenzen, Initial-Stimulus als Fiskalindikator (F), erweiterte Geldbasis (B) und Geldmenge (M) als alternative, teils abgelehnte Geldpolitikmaße)

| <u>Gleichung 1</u> | | | | <u>Gleichung 2</u> | | | |
|-----------------------|------------|-------------|--|-----------------------|------------|-------------|--|
| KONST. | -3.56 | | | KONST. | -1.62 | | |
| | (-1.60) | | | | (-1.90) | | |
| 2. VAR. | ΔF | | | 2. VAR. | ΔF | | |
| POLYNOMGRAD: | 4 | | | POLYNOMGRAD: | 4 | | |
| PERIODE | KOEFF. | BETA-KOEFF. | | PERIODE | KOEFF. | BETA-KOEFF. | |
| T - 0 | 1,12 * | 0,63 | | T - 0 | 0,81 * | 0,46 | |
| | (4,13) | | | | (3,65) | | |
| T - 1 | 0,48 | 0,27 | | T - 1 | -0,42 | -0,23 | |
| | (1,53) | | | | (-1,37) | | |
| T - 2 | 0,23 | 0,13 | | T - 2 | -0,00 | -0,00 | |
| | (0,76) | | | | (-0,01) | | |
| T - 3 | 0,11 | 0,06 | | T - 3 | -0,18 | -0,10 | |
| | (0,33) | | | | (-0,51) | | |
| T - 4 | -0,93 | -0,91 | | | | | |
| | (-0,08) | | | | | | |
| T - 5 | -0,22 | -0,13 | | | | | |
| | (-0,62) | | | | | | |
| T - 6 | -0,42 | -0,23 | | | | | |
| | (-1,14) | | | | | | |
| T - 7 | -0,44 | -0,24 | | | | | |
| | (-1,37) | | | | | | |
| SUMME DER | 0,84 | 0,47 | | SUMME DER | 0,21 | 0,12 | |
| KOEFF. | (0,55) | | | KOEFF. | (0,23) | | |
| 3. VAR. | ΔB | | | 3. VAR. | ΔM | | |
| POLYNOMGRAD: | 4 | | | POLYNOMGRAD: | 4 | | |
| PERIODE | KOEFF. | BETA-KOEFF. | | PERIODE | KOEFF. | BETA-KOEFF. | |
| T - 0 | 1,08 * | 0,41 | | T - 0 | 0,43 | 0,19 | |
| | (2,59) | | | | (1,46) | | |
| T - 1 | 1,21 * | 0,46 | | T - 1 | 0,84 * | 0,37 | |
| | (2,29) | | | | (2,92) | | |
| T - 2 | 0,84 | 0,32 | | T - 2 | 0,53 * | 0,23 | |
| | (1,99) | | | | (2,08) | | |
| T - 3 | 0,60 | 0,23 | | T - 3 | 0,52 * | 0,23 | |
| | (1,57) | | | | (2,30) | | |
| T - 4 | 0,74 | 0,26 | | T - 4 | 0,75 * | 0,33 | |
| | (1,93) | | | | (2,69) | | |
| T - 5 | 1,11 * | 0,42 | | | | | |
| | (2,77) | | | | | | |
| T - 6 | 1,17 * | 0,44 | | | | | |
| | (2,43) | | | | | | |
| SUMME DER | 6,75 * | 2,54 | | SUMME DER | 3,07 * | 1,37 | |
| KOEFF. | (3,08) | | | KOEFF. | (5,10) | | |
| R ² R ADJ. | 0,50 | | | R ² R ADJ. | 0,59 | | |
| R ² K | 0,62 | | | R ² R | 0,68 | | |
| F | 5,39 | | | F | 7,90 | | |
| FG1/FG2 | 8 / 27 | | | FG1/FG2 | 8 / 30 | | |
| SF | 1 482,11 | | | SF | 1 321,75 | | |
| DW | 1,66 | | | DW | 1,83 | | |
| N | 36 | | | N | 39 | | |
| LAG-B. | 3-7 | | | LAG-B. | 3-7 | | |

- 1) Vgl. L.C.ANDERSEN und J.L.JORDAN, Monetary and Fiscal Actions: A Test of Their Relative Importance in Economic Stabilization, Review (Federal Reserve Bank of St.Louis) November 1968, S.11-23, mit dem Kommentar von F.DE LEEUW im Review (Federal Reserve Bank of St.Louis) April 1969, S.6-11 und der Replik von L.C.ANDERSEN und J.L.JORDAN daselbst auf S. 12-16. Siehe auch E.G.CORRIGAN, The Measurement and Importance of Fiscal Policy Changes, Monthly Review (Federal Reserve Bank of New York) June 1970, S.133-145. Vgl. ferner M.W.KERAN, Monetary and Fiscal Influences on Economic Activity -The Historical Evidence, Review (Federal Reserve Bank of St.Louis) November 1969, S.5-27 sowie dse., Monetary and Fiscal Influences on Economic Activity: The Foreign Experience, Review (Federal Reserve Bank of St.Louis) February 1970, S.16-28. Der erste Aufsatz von KERAN erweitert die von AuJ gewählte Testperiode für die USA und verwendet Vierteljahresdaten der Jahre 1919 bis 1969. Im zweiten Aufsatz kommt M.W.KERAN für Kanada, Japan und die Bundesrepublik Deutschland zu Ergebnissen, die mit den Resultaten für die USA übereinstimmen. Da sich KERAN dabei ganz an das Vorgehen von AuJ hält, stellen meine methodischen Unterschiede, einschließlich ihrer Begründung, gegenüber AuJ eine implizite Kritik an KERANs Verfahren dar, soweit es die BRD betrifft, und erklären gleichzeitig die Unterschiede zwischen KERANs und meinen Ergebnissen für die BRD.

Für Unterschiede in einzelnen Nachkriegsperioden der USA und einige andere Fragen siehe W.L.SILBER, The St.Louis Equation: "Democratic" and "Republican" Versions and Other Experiments, The Review of Economics and Statistics, LIIII/1971, S.362-367. Einen zusammenfassenden Bericht über einschlägige Ergebnisse der verschiedensten Untersuchungen einschließlich der Resultate aus ökonometrischen Großmodellen liefern G.FISHER und D.SHEPARD, Effects of Monetary Policy on the United States Economy, A Survey of Econometric Evidence, OECD Economic Outlook, Occasional Studies, December 1972.

Ich habe bewußt darauf verzichtet, auf solche Literatur zu verweisen, die sich hauptsächlich mit der Frage der relativen

Stabilität der Einkommenskreislaufgeschwindigkeit des Geldes und des Investitionsmultiplikators befaßt, also mit der Frage der relativen Stabilität von Geldnachfrage- und Konsumnachfragefunktionen.

Einen Überblick über diese Literatur bietet ein Aufsatz von H.G.MONISSEN, Zur Analyse dominanter Konjunkturimpulse: Die relative Stabilität von Kreislaufgeschwindigkeit des Geldes und Investitionsmultiplikator.

- 2) Die Vollbeschäftigungsstaatsausgaben unterscheiden sich von den tatsächlichen Staatsausgaben allein durch die Ausgaben für Arbeitslosenunterstützung. In Zeiten nur geringer bzw. verschwindender Arbeitslosigkeit ist also der Unterschied zwischen den tatsächlichen und den diskretionären Ausgaben sehr gering. Im Gegensatz dazu weicht die Berechnung der Vollbeschäftigungsstaatseinnahmen wesentlich von der der tatsächlichen Staatseinnahmen ab. Die Vollbeschäftigungseinnahmen werden berechnet als Summe aus entsprechenden direkten und indirekten Steuereinnahmen.

Zur Berechnung der direkten Steuern wird das projizierte nominelle Vollbeschäftigungseinkommen mit Hilfe eines Einkommensverteilungsschlüssels, wie er für Vollbeschäftigungsjahre charakteristisch ist und der sich nur säkular ändert, in persönliches Einkommen, bestehend aus Löhnen und Gehältern, und in körperschaftliches Einkommen zerlegt. Unter Anwendung von durchschnittlichen Steuer- und Gebührensätzen auf diese Einkommensteile erhält man die direkten Steuern unter den Vollbeschäftigungseinnahmen. Die Steuersätze werden aus tatsächlichen Steuerzahlungen relativ zu den Einkommenskategorien in Vollbeschäftigungsjahren berechnet und adjustiert, wenn diskretionäre Änderungen in den Steuersätzen auftreten. Die indirekten Steuern werden aufgrund ihrer Trendentwicklung projiziert und ebenfalls adjustiert, wenn autonome Steuersatzänderungen vorkommen.

Die Differenz zwischen Vollbeschäftigungseinnahmen und Vollbeschäftigungsausgaben ergibt den Vollbeschäftigungsbudgetüberschuß. Durch Multiplikation mit -1 erhält man aus dem Überschuß das entsprechende Defizit.

- 3) Zum Initial-Stimulus siehe die Ausführungen weiter unten.
- 4) An dieser Stelle möchte ich mögliche Mißverständnisse ausräumen. Die Tatsache, daß ich hier Polynome zweiten Grades angeschrieben habe, ist auf gar keinen Fall als methodische Empfehlung zu verstehen. Quadratische Polynome sind sehr restriktiv und stellen hohe Anforderungen an die a-priori-Kenntnisse des Untersuchenden bzw. an die Bereitschaft des Untersuchenden, enge spezielle Voraussetzungen zu treffen. Ich selbst halte quadratische Polynome für den vorliegenden Untersuchungsgegenstand für zu restriktiv und verwende Polynome vierten Grades. Nun kann man aber den Polynomgrad nicht völlig unabhängig von der Zahl der verzögerten Perioden wählen. Aus Gründen einer anschaulichen Darstellung habe ich in Gleichung (2) für beide Politikarten jeweils nur eine verzögerte Periode angenommen. Diese Einschränkung des Zeitbedarfs für das Eintreten der gesamten Politikwirkungen ist also keineswegs charakteristisch für mein tatsächliches Vorgehen, über das ich im weiteren berichten werde.

Nachdem ich jedoch aus heuristischen Gründen in Gleichung (2) nur eine verzögerte Periode angesetzt habe, bin ich in der Wahl des Polynomgrades nach oben beschränkt.

Wie man durch Einsetzen der Polynome in die Gleichung (2) ersehen kann, bestimmt der Grad eines Polynoms die Anzahl der Linearkombinationen, die aus den Beobachtungsvektoren z.B. für M_t und M_{t-1} gebildet und zum Zwecke der Koeffizientenschätzung als Regressoren verwendet werden. Im gegebenen Beispiel eines Polynoms zweiten Grades sind die α_i Koeffizienten von Linearkombinationen der beiden Beobachtungsvektoren M_t und M_{t-1} . In diesem Beispiel gibt es drei Koeffizienten, nämlich α_0 , α_1 und α_2 und drei zugeordnete Linearkombinationen (Regressoren). Die drei verschiedenen Linearkombinationen werden alle aus den zwei linear unabhängigen Beobachtungsvektoren für M_t und M_{t-1} gebildet. Die drei Linearkombinationen sind also linear abhängig. D.h. bei der Schätzung der α_i wären die Regressoren (Linearkombinationen) nicht mehr linear unabhängig. Wir hätten einen Fall vollständiger Multikollinearität vor uns. Die Kovarianz-

Matrix der Regressoren wäre nicht mehr invertierbar. Man kann bei vorgegebener Anzahl verzögerter Perioden die Singularität der Kovarianz-Matrix der Regressoren dadurch ausschalten, daß man entweder den Grad des verwendeten Polynoms reduziert oder die Polynomkoeffizienten restringiert. Beides läuft darauf hinaus, die Zahl der Regressoren (Linearkombinationen) zu verringern. Eine mögliche Restriktion der Polynomkoeffizienten ist z.B. die explizite Verwendung der in Gleichung (2) impliziten Annahme $m_3 = 0$. Man spricht dann von einer Rechtsbindung des Polynoms. Eine alternative Restriktion wäre $m_{-1} = 0$, die ebenfalls als Annahme in Gleichung (2) implizit enthalten ist. Man spricht hier von einer Linksbindung des Polynoms. Rechts- und Linksbindung sind für sich alleine jeweils Fälle von Einfachbindung. Bei gleichzeitiger Rechts- und Linksbindung spricht man von Zweifachbindung eines Polynoms.

Wenn meine heuristische Gleichung (2) und die quadratischen Polynome im Text nicht Singularität der Kovarianz-Matrix der Regressoren implizieren sollen, dann muß ich mindestens Einfachbindung der quadratischen Polynome voraussetzen oder aber die Zahl der verzögerten Perioden um mindestens eins vergrößern.

Zwischen der Zahl der verzögerten Perioden, dem Grad der Bindung und dem Polynomgrad muß folgende Ungleichung erfüllt sein, damit Singularität ausgeschlossen ist: Der Grad des Polynoms muß kleiner oder gleich sein der Summe aus der Anzahl der verzögerten Perioden (Lags) und der Anzahl der explizit verwendeten a-priori-Restriktionen für die Polynomkoeffizienten (Bindungen).

- 5) Es handelt sich beim relativen statistischen Fehler um das Reziprok der t-Werte.

Der Vergleich relativer statistischer Fehler bzw. von t-Werten ist natürlich nur sinnvoll, wenn den Vergleichsgrößen die gleiche Anzahl von Freiheitsgraden zugrundeliegt. Bei ungleicher Anzahl der Freiheitsgrade ist für die gegebenen Zwecke nicht mehr ein Vergleich der t-Werte, sondern jener Irrtumswahrscheinlichkeiten (Wahrscheinlichkeiten eines Fehlers

erster Art) möglich und angebracht, die man beim Test der Hypothese, daß die Koeffizienten von null verschieden sind, feststellen kann. Die infragestehenden Freiheitsgrade sind dann einander gleich, wenn die Zahl der verzögerten Perioden für die beiden Politikmaße gleich ist. Von dieser Annahme des für beide Politikarten gleichen Zeitbedarfs für das Eintreten der Gesamtwirkung sind AuJ in ihrer Untersuchung ausgegangen. Ich halte diese Voraussetzung für zu eng.

- 6) Bei Polynomen vierten Grades ist bereits ein hinreichender Grad an Allgemeinheit und Flexibilität der bei der Koeffizientenschätzung zugelassenen Lagverteilungen erreicht, während Polynome zweiten und dritten Grades sich noch zu speziell und starr (artifizuell) verhalten. Mit Polynomen dritten Grades kommt es leicht zu artifiziellen Asymmetrien, bei Polynomen zweiten Grades leicht zu artifiziellen Symmetrien in den geschätzten Lagverteilungen. Beides ist unerwünscht.
- 7) Die Gleichung (3) ist nicht Repräsentant einer bestimmten Theorie bzw. eines bestimmten Modells. Als eine Reduzierte-Form-Gleichung definiert sie vielmehr eine Klasse von Modellen (Theorien), nämlich jene Klasse, deren Elemente (Modelle) reduzierte Formen besitzen, zu denen auch eine Gleichung vom Typ der Gleichung (3) gehört. Die Modelle der durch Gleichung (3) definierten Klasse enthalten übrigens nicht notwendigerweise nur M_t, M_{t-1}, \dots und F_t, F_{t-1}, \dots als exogene Variablen. Im Fehlerterm u_t sind möglicherweise Linearkombinationen weiterer exogener Variablen enthalten bzw. deren Abweichungen von ihrem Mittelwert.
- 8) Ich glaube nicht, daß man sich durch Annahme der Gleichung (3) ^{zugunsten} einer ganz bestimmten Vorstellung vom Transmissionsmechanismus monetärer und fiskalischer Impulse entscheidet.

Eine Gegenüberstellung alternativer Vorstellungen vom Transmissionsmechanismus monetärer Impulse findet man bei K. BRUNNER, A Survey of Selected Issues in Monetary Theory, Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik, 1971, S.1-146, insbes. S.26-35.

Besonders anschaulich ist die Darstellung der monetaristischen Position durch M. FRIEDMAN und D. MEISELMAN, in: The Relative Stability of Monetary Velocity and the Investment Multiplier

in the United States, 1897-1958, in: Commission on Money and Credit, Stabilization Policies, Englewood Cliffs, N.J. 1963, S.165 ff., insbes. S.217-222.

- 9) Meine Bezeichnung "diskriminierende Evidenz im ordinalen Sinne" zielt auf die Gegenläufigkeit der zu vergleichenden Impulse. Bei gleichgerichteten (parallelen) Impulsen kann man natürlich noch immer "diskriminieren", sofern man kardinal zwischen verschiedenen Impulsstärken zu unterscheiden bereit ist. Der Gegensatz der Regressionsanalyse zur singulären Fallmethode schlägt sich demnach in den Meßbarkeitsvoraussetzungen bezüglich der untersuchten Impulsfaktoren nieder. Wenn bzw. da kardinale Meßbarkeit für beide Politikmaße gegeben ist, kann man der singulären Fall-Methode den Vorwurf machen, daß sie nicht alle Informationen des empirischen Materials ausnutzt, und aus dem verfügbaren Material nur die ordinal eindeutigen Fälle gegenläufiger Impulsbewegungen herausgreift.
- 10) Gemeint ist hier eine Offenmarktpolitik im weiteren Sinne, also einschließlich Rediskontierung von Wechseln und Lombardierung von Wertpapieren etc.
- 11) Vgl. J.M. CULBERTSON, Macroeconomic Theory and Stabilization Policy, New York 1968, S.463 und R.W. SPENCER und W.P. YOHE, The "Crowding Out" of Private Expenditures by Fiscal Policy Actions, Review (Federal Reserve Bank of St. Louis) October 1970, S.12-24.
- 12) Das Konzept des Vollbeschäftigungsbudgetüberschusses wurde in den frühen Sechzigerjahren vom amerikanischen Council of Economic Advisers entwickelt. Siehe zu diesem Maße die Arbeiten von K.M. CARLSON, Estimates of the High Employment Budget: 1947-1967, Review (Federal Reserve Bank of St. Louis) June 1967, S.6-14, ferner N.H. TEETERS, Estimates of the Full Employment Surplus, 1955-1964, Review of Economics and Statistics, 1965, S.309-10.
- 13) Vgl. W.H. OAKLAND, Budgetary Measures of Fiscal Performance, Southern Economic Journal, April 1969, S.348-58, und E.G. CORRIGAN, Budgetary Measures of Fiscal Performance - A Comment,

Southern Economic Journal, April 1970, S.470-73; insbesondere dse., The Measurement and Importance of Fiscal Policy Changes, Monthly Review (Federal Reserve Bank of New York) June 1970, S.133-145.

Nach den Konzepten von CORRIGAN and OAKLAND hat M.J.NEUMANN Fiskalindikatoren für die BRD der Jahre 1959-1970 gebildet. siehe dse., Chapt.III, The German Case, in: K.BRUNNER, M. FRATIANNI, J.JORDAN, M.J.NEUMANN, The Monetary Fiscal Approach to Inflation: A Multi Country Study (in Vorbereitung), vorläufig erschienen als Nr.9b der Diskussionsbeiträge des Fachbereichs Wirtschaftswissenschaften der Universität Konstanz. Eine graphische Darstellung eines dieser Fiskalindikatoren für die BRD findet man auch bei K.BRUNNER M.FRATIANNI, J.JORDAN, M.J.NEUMANN, Fiscal and Monetary Policies in Moderate Inflation, Case Studies of Three Countries, Journal of Money, Credit and Banking, Bd.5, 1973, S.313-353 insbes. S.340. Die hier auf S.340 in Fußnote 17 angegebene Beschreibung der Konstruktion des dargestellten Fiskalindikators ist allerdings falsch. Sie entspricht weder der Konzeption CORRIGANs noch dem tatsächlichen, korrekten Vorgehen von M.J.NEUMANN. Vgl. dazu dse., ..., Diskussionsbeiträge ..., S.14 ff. und meine formale Darstellung in der folgenden Fußnote.

- 14) Unter anfänglichen Veränderungen des Steueraufkommens sind in dieser Untersuchung die Änderungen des Steueraufkommens im ersten Quartal nach der Steueränderung gemeint. Das Fiskalmaß F ist also formal definiert durch $F_t = E_t - TC_t$, d.h. durch die Differenz zwischen Staatsausgaben, E , und (kumulierten) initialen Steuereinnahmeänderungen $TC_t = \sum_{i=0}^t \Delta T_i$. Wenn ich im fortlaufenden Text oben von einer diskretionären fiskalpolitischen Maßnahme spreche, dann meine ich damit die Differenz: $\Delta F_t = \Delta E_t - \Delta T_t$. Am Beispiel eines Steuersystems, das nur Einkommenssteuern kennt, läßt sich die Bedeutung von ΔT_i weiter klären. t sei der Steuersatz und Y_i sei das Einkommen (Brutto-sozialprodukt) des i -ten Quartals. Dann ist ΔT_i im Sinne des Initial-Stimulus-Konzeptes definiert durch

$$\Delta T_i = Y_i \Delta t$$

im Gegensatz zu $\Delta(Y_i t) \approx Y_i \Delta t + t \Delta Y_i$.

$t\Delta Y_1$ ist genau jener Teil der zusätzlichen Steuereinnahmen, den der Vollbeschäftigungsbudgetüberschuß mit einbezieht, obwohl er nichts mit Änderungen der hier allein interessierenden diskretionären Fiskalpolitik zu tun hat, während er deshalb vom Initial-Stimulus-Konzept absichtlich ausgeschlossen wird. Auf der Grundlage einfacher Keynesianischer Strukturvorstellungen und ihrer reduzierten Formen ist anstelle des hier verwendeten Initial-Stimulus-Konzeptes als Alternative das gewogene Initial-Stimulus-Konzept vorgeschlagen worden. Vgl. H.OAKLAND, a.a.O. Darunter versteht man ein Fiskalmaß, bei dem die initialen Steueränderungen, $Y_1 \Delta t$, nicht das Gewicht 1 erhalten, sondern ein Gewicht nach Maßgabe der makroökonomischen marginalen Konsumneigung. Abgesehen von den theoretischen Problemen, die sich aus dem Gegensatz zwischen marginaler und durchschnittlicher Konsumneigung bei alternativen Beschäftigungssituationen (Unter- versus Voll- bzw. Überbeschäftigung) ergeben, läßt sich dazu sagen, daß ein Proponent dieses Konzeptes erstens einseitig auf der Grundlage einer bestimmten theoretischen Strukturvorstellung argumentiert, nämlich der keynesianischen und daß es zweitens vertretbar ist, die Wahl des Gewichtes nicht a priori vorzunehmen, sondern empirisch zu schätzen, indem anstelle der einen Fiskal-Variablen F, zwei separate Variable, nämlich E und TC als Regressoren verwendet werden. Von dieser Alternative hätte ich gerne Gebrauch gemacht, bin aber daran durch Kapazitätsüberschreitung der Konstanzer Rechenanlage gehindert worden. Ersatzweise habe ich stattdessen mit den alternativen a-priori-Gewichten 1 und 0 gearbeitet. Der Fall des Gewichtes 0 entspricht der Verwendung allein von E, d.h. der Staatsausgaben, anstelle von F. Mit diesen beiden Gewichtswerten dürfte der Bereich der relevanten Gewichte abgesteckt sein, zumindest im Rahmen keynesianischer Strukturen. Die späteren Ergebnisse zeigen übrigens keinen wesentlichen Unterschied in Abhängigkeit von diesen Gewichten. Würden wir TC_t als "zusätzlichen" Regressor verwenden, dann würden sich die Ergebnisse nur unwesentlich ändern, d.h. der Einfluß der initialen Steueränderungen ist vernachlässigbar.

15) Ich gehe in dieser Untersuchung von der Annahme aus, daß die Geldbasis durch die Zentralbank kontrolliert werden kann. Diese Annahme ist nicht notwendigerweise als Glaubensbekenntnis zu verstehen, zu dessen Nachvollzug ich den Leser auffordern könnte. Jedermann kann versuchen, diese Untersuchung zu beurteilen unter der hypothetischen Perspektive der als-ob-Richtigkeit der Kontrollierbarkeitsannahme.

16) Dieses auf K.BRUNNER und A.MELTZER zurückgehende Konzept der erweiterten Geldbasis wird näher dargestellt von L.C.ANDERSEN u. J.L.JORDAN, The Monetary Base-Explanation and Analytical Use, Review (Federal Reserve Bank of St.Louis) August 1968, S.7-11. Unter der Annahme, daß nur eine Form von Depositen (D) existiert, für die die Geschäftsbanken gesetzliche Reserven zum Satz r halten müssen, kann man die von einem Basiszeitpunkt an freigesetzten Reserven (LR) wiedergeben durch den Ausdruck

$$LR_t = \sum_{\tau=0}^t - \Delta r_{\tau} \cdot D_{\tau-1},$$

wobei $\Delta r_{\tau} = r_{\tau} - r_{\tau-1}$. Diese Form der Berechnung liegt den hier verwendeten Daten zugrunde und gilt auch als die übliche, obwohl sie willkürlich ist und besser durch den Ausdruck

$$LR_t = \sum_{\tau=0}^t - \Delta r_{\tau} \cdot D_{\tau}$$

ersetzt würde. Denn mit dem zweiten Ausdruck würde man wirklich exakt und nicht nur approximativ für l_t

$$l_t = \frac{LR_t}{D_t}$$

einen partiellen Differentialquotienten

$$\frac{\partial l_t}{\partial r_t} = - 1$$

finden, so wie man es wünscht, um einen von der Mindestreservenpolitik exakt und nicht nur approximativ unabhängigen Geldschöpfungsmultiplikator zu erhalten.

17) Obwohl man von AuJ über die Art der verwendeten Geldbasis nicht mit hinreichender Klarheit informiert wird, kann man

aus der AuJ eigentümlichen Terminologie darauf schließen, daß sie die "extended base", d.h. die erweiterte Geldbasis verwenden. So benutzen AuJ in dem bereits in der vorausgehenden Fußnote genannten Artikel über die Geldbasis den Ausdruck "monetary base" synonym für "extended base" und die gewöhnliche oder "non-extended base" bezeichnen sie als "source base". L.C.ANDERSEN u.J.L.JORDAN, The Monetary Base-Explanation ..., S.8, insbesondere Fußnote 3. In der hier diskutierten Politik-Untersuchung wird von AuJ auf ihre Arbeit über die Geldbasis an der Stelle verwiesen, wo sie die "monetary base" als die strategische monetäre Variable einführen. Vgl.dsen., Monetary and Fiscal Actions: A Test ..., S.13, insbesondere Fußnote 1.

- 18) Vgl. zu diesem Test CHR.A.SIMS, Money, Income, and Causality, American Economic Review, 62/1972, S.540-552, insbes. Theorem 2 auf S.544/45.
- 19) Z.B. sind M_{t+1} und M_{t+2} bei dieser Terminologie zwei verschiedene vorausseilende Variable.
- 20) Siehe Tabelle I. Der Nachweis gelingt ferner nur bei der Verwendung erster Differenzen und nicht bei Wachstumsraten.
- 21) Unentdeckt bleibt vor allem der Feedback, der sich zeitlich noch innerhalb derselben Periode (im vorliegenden Fall von Quartalsdaten: innerhalb eines Quartals) einstellt.
- 22) Mit der Feststellung eines signifikanten Feedback bei der Geldmenge unterscheid^{entlich} in den Resultaten für die BRD von den Ergebnissen entsprechender Testversuche von CHR.A.SIMS für die Vereinigten Staaten.Vgl.dse., a.a.O., S.546 ff.
Einen möglichen methodischen Grund für diesen Unterschied der Resultate kann man darin sehen, daß SIMS die Koeffizienten nicht durch Polynome restringiert. Den bewußten Verzicht auf mögliche Restriktionen begründet SIMS allerdings mit dem besonderen Filterverfahren, das er zur Ausschaltung von Autokorrelation der Residuen anwendet. Da ich von diesem Filterverfahren keinen Gebrauch mache, sehe ich keine Veranlassung, polynomiale Restriktionen (Polynome 4.Grades, einfach gebunden) nicht anzuwenden. Andererseits ist es unklar, inwieweit bereits die Tatsache der Saisonbereinigung der Beobachtungen für Geld-

menge und erweiterte Geldbasis allein bzw. in Kombination mit der Bildung erster Differenzen eine solche Vorfilterung bedeutet, die es ratsam erscheinen lassen könnte, doch von polynomialen Restriktionen abzusehen. Die Resultate von SIMS bestätigen für die USA die Ergebnisse, die L.C.ANDERSEN auf andere Weise zum Problem der Umkehrkausalität erhalten hat. Vgl. L.C.ANDERSEN, Additional Empirical Evidence on the Reverse-Causation Argument, Review (Federal Reserve Bank of St.Louis) August 1969, S.19-23

- 23) Im übrigen würde nur jener Feedback, der sich zeitlich noch innerhalb derselben Periode (im vorliegenden Fall von Quartalsdaten innerhalb eines Quartals) einstellt, und den wir mit der angewendeten Methode nicht entdecken können, die bei der Kleinstquadratmethode übliche Voraussetzung der Unkorreliertheit von Regressoren und zufälligen Störgliedern (Gleichungsfehlern) verletzen und deshalb zu inkonsistenten Schätzungen des Koeffizienten für die unverzögerte Geldpolitikvariable führen. Von der Inkonsistenz, einer asymptotischen Eigenschaft, befürchtet man verzerrende Wirkungen auf die Schätzung der Koeffizienten anhand eines endlichen Stichprobenumfangs.
- 24) Von dieser a-priori-Einschränkung mache ich, wie bereits betont, keinen Gebrauch.
- 25) Die angegebene Approximation ist so gut wie die Approximation von $\ln x$ durch $(x-1)$ in der Umgebung von $x=1$.
- 26) Eine Regresssion erster Differenzen des Bruttosozialprodukts (ΔY), der Geldmenge (ΔM), des Fiskalmaßes (ΔF) und der erweiterten Geldbasis (ΔB^e) auf die Zeit führt zu folgenden t-Werten für den positiven Zeitkoeffizienten :

| | ΔY | ΔM | ΔF | ΔB^e |
|-----------------------------|--------------------|--------------------|------------|--------------|
| t | 3,09 ¹⁾ | 1,70 ²⁾ | 1,48 | 0,48 |
| Zahl der Freiheitsgrade: 41 | | | | |

- 1) signifikant mit 0,5% Irrtumswahrscheinlichkeit (einseitige Fragestellung)
- 2) signifikant mit 5 % Irrtumswahrscheinlichkeit (einseitige Fragestellung)

- 27) Ich habe signifikante Umkehrkausalität nur für die Geldmenge und nur für die Geldmenge in der Form erster Differenzen gefunden, nicht aber für die Geldmenge in Form von Wachstumsraten. Man kann dieses Ergebnis nun alternativ auch dadurch zu erklären versuchen, daß man es auf die Trendkomponente in den ersten Differenzen für das Bruttosozialprodukt und die Geldmenge zurückführt, also auf die Anwendung eines additiven Modells in einem Fall, wo in Wahrheit eine multiplikative Verknüpfung der Variablen gegeben ist. Umkehrkausalität und falsche weil additive Verknüpfungsannahme können aber auch gleichzeitig vorliegen. Sie schließen sich gegenseitig nicht aus als Erklärungen für das Zustandekommen eines signifikanten Einflusses zukünftiger Geldmengen auf die gegenwärtige wirtschaftliche Aktivität. So gesehen spricht das Resultat beim Test auf Umkehrkausalität sowohl gegen die Verwendung der Geldmenge als Geldpolitikmaß als auch gegen die Verwendung erster Differenzen.
- 28) Siehe die Tabellen XI und XII und vergleiche sie respektive mit den Tabellen II und VII. Siehe ferner die Tabelle XIII und vergleiche sie mit der Tabelle III bzw. VIII.
- 29) Die Verwendung von Wachstumsraten bewirkt tendenziell eine Orthogonalisierung der Regressoren.
- 30) Gemessen an meinen Anforderungen an die Auswahl eines Geldpolitikmaßes (erweiterte Geldbasis) einerseits und an eine ausreichende Trendelimination (Verwendung von Wachstumsraten) andererseits enthalten die von AuJ tatsächlich und primär für die Geldmenge veröffentlichten Ergebnisse deshalb wenig Evidenz für die in ihren Hypothesen behauptete Überlegenheit der geldpolitischen über die fiskalpolitischen Maßnahmen. Ich muß jedoch darauf hinweisen, daß ich das Wort "veröffentlicht" in diesem Satz hervorgehoben habe. Dreiviertel der von AuJ wiedergegebenen Resultate beziehen sich nämlich auf die Geldmenge als Geldpolitikmaß und nur zu einem Viertel wurden Geldbasisresultate mitgeteilt. Ferner wurden ausschließlich Ergebnisse mit ersten Differenzen veröffentlicht und lediglich mit der Begründung, daß sie in ihrer Studie primär an Multiplikatoren interessiert seien.

(Während die Koeffizienten von Gleichung (4) Multiplikatoren darstellen, sind die Koeffizienten der Gleichung (8) als Elastizitäten zu interpretieren.) Da die Zwecke der Studie von AuJ nicht primär auf die von ihnen auch gebotene Simulation gerichtet waren, bei der Multiplikatoren in der Tat vorzuziehen waren, sondern in erster Linie dem Test von drei Behauptungen über die relative Bedeutung von Geld- und Fiskalpolitik galten, mußte ich diese Begründung ablehnen. Deshalb und auch aufgrund meiner Erfahrungen für die BRD stand ich der folgenden Aussage von AuJ zunächst äußerst skeptisch gegenüber: " Test regressions of relative changes were run and did not alter the conclusions of this article". (vgl. *dsen., Monetary and Fiscal Actions ... a.a.O., S.16, Fn.10.*).

Zumal AuJ an derselben Stelle selbst auf die Nachteile erster Differenzen hinweisen: "Since all of the time series have strong trends, first differences tend to increase in size over time. Statistical considerations indicate that per cent first differences would be more appropriate."

Es blieb mir nichts anderes übrig, als ihre Resultate und Aussagen durch eigene Rechnungen zu überprüfen. AuJ haben zu diesem Zweck ihre Daten bereitwilligst zur Verfügung gestellt. Meine eigenen Rechnungen mit den US-Daten bestätigten wider Erwarten die Aussage von AuJ, wonach sich an ihren Schlussfolgerungen nichts ändert für den Fall, daß sie Wachstumsraten anstelle von ersten Differenzen verwenden. Damit waren meine Bedenken ausgeräumt. Beim Vergleich mit den Resultaten von AuJ für die USA weisen deshalb meine Ergebnisse für die BRD nicht auf eine einseitige und verzerrte Wiedergabe von Ergebnissen durch AuJ, sondern auf einen fundamentalen Unterschied in den Ergebnissen für die USA und die BRD hin (siehe weiter unten).

- 31) Beta-Koeffizienten sind die Regressionskoeffizienten bei Verwendung standardisierter Variablen. Standardisierte Variable sind solche Variable, bei denen jede Beobachtung (nach Subtraktion des Mittelwertes) durch die Standardabweichung der Variablen dividiert wird. Zwischen Regressionskoeffizienten nichtstandardisierter Variablen und solchen der gleichen

aber standardisierten Variablen besteht eine proportionale Beziehung. Der Proportionalitätsfaktor ist das Verhältnis der Standardabweichung der betreffenden erklärenden (unabhängigen) Variablen zur Standardabweichung der abhängigen Variablen der linearen Regressionsgleichung. Vgl. z.B. A.S.GOLDBERGER, *Econometric Theory*, New York 1967, S.197 f.

- 32) Ich verwende wie AuJ den Standardfehler einer Regressionsgleichung, adjustiert mit der Zahl der Freiheitsgrade, als Kriterium zur Auswahl einer "optimalen" Regression. Der Standardfehler einer Regression reagiert empfindlicher als das Bestimmtheitsmaß (R^2). Wenn Regressionen sich nach dem (adjustierten oder nichtadjustierten) Bestimmtheitsmaß nicht mehr unterscheiden, dann zeigt der Standardfehler noch Unterschiede auf.
- 33) In der Fußnote 4) habe ich die technischen Einzelheiten, die hier von Bedeutung sind, dargestellt.
- 34) Es sei nochmals hervorgehoben, daß ich mich hinsichtlich des Optimalitätskriterium "minimaler Standardfehler" nicht von AuJ unterscheide. Das Kriterium "maximales R^2 ", gleichgültig ob adjustiert oder nicht, würde hier zu einem anderen Ergebnis für die optimale Regression führen. Es wäre jedoch nicht zu rechtfertigen, das Optimalitätskriterium nur deshalb zu wechseln, weil sich nicht die gewünschten Resultate für die Monetaristen einstellen. Außerdem ist nicht gesichert, daß sich dann die Kombination drei-drei als die optimale erweisen würde, wenn sie auch der Kombination zwei-fünf überlegen ist.
- 35) Im Sinne eines gewogenen Initial-Stimulus-Konzeptes erhalten die initialen Steuereinnahmeänderungen jetzt also das Gewicht. Im übrigen sei hier auf Fußnote 14) verwiesen.
- 36) Siehe die Tabellen III und IV. Vgl. die Gleichungen (1) und (2) in Tabelle IV mit den entsprechenden Gleichungen in Tabelle II. Vergleiche ferner die Gleichung (1) mit der Gleichung (2) in Tabelle III. Vergleiche schließlich die beiden Gleichungen der Tabelle IV und stelle ferner die Gleichung (2) der Tabelle III und die Gleichungen (1) und (2) der Tabelle IV einander gegenüber.
- 37) Siehe Tabelle V und Übersicht IV.

38) Siehe Tabelle VI und Übersicht V. Ich übertrage hier die Ergebnisse hinsichtlich des relativen Zeitbedarfs der Fiskalpolitikwirkungen vom Fall ohne Exporte auf den Fall mit Exporten. Kapazitätsgrenzen der Konstanzer Rechenanlage haben mich leider daran gehindert, auch die Fiskalpolitik neben der Geldpolitik und der Exportnachfrage mit a priori nicht unverzögerten Wirkungen zu schätzen.

Dennoch glaube ich nicht, daß die Berücksichtigung der Exporte den Zeitbedarf für das Eintreten der fiskalpolitischen Gesamtwirkung wesentlich vergrößert und keinesfalls glaube ich, daß er diesen Zeitbedarf über den der Geldpolitik hinaustreiben könnte.

39) Siehe Tabelle VI und Übersicht V und vergleiche die Ergebnisse mit denen in Tabelle II, Gleichung (1) (Übersicht III).

40) Auch für England (1958-67 III) findet man keine Bestätigung der AuJ-Hypothesen. "The results of the regressions presented would, if they were accepted as valid reduced forms, perhaps suggest that it is fiscal measures (at least in the representation they have been given) rather than monetary measures which are the more powerful and certainly the quicker-acting". Siehe M.J.ARTIS und A.R.NOBY, The Attempt to Reinstatate Money, in H.G.JOHNSON u.a.,ed., Readings in British Monetary Economics, Oxford 1972, S.67-89, insbes.S.83 ff.

41) Meine Ergebnisse stehen im Widerspruch zu Resultaten, die M.WILLMS in einer Untersuchung erhielt, die primär der Evaluierung monetärer Indikatoren galt. "ne observation is that, contrary to economic theory, nearly all regression coefficients for changes in government expenditure indicate a negative effect on total spending. These results lead to the conclusion that the impact of government expenditure is mainly a "crowding out" effect, i.e. government spending merely displaces private spending."

Vgl.dse., An Evaluation of Monetary Indicators in Germany, in K.BRUNNER ed., Proceedings of the First Konstanzer Seminar on Monetary Theory and Monetary Policy, Beiheft zu Kredit und Kapital, Berlin 1972, S.219-242.

Ich habe bereits demonstriert, daß es möglich ist, Crowding-out-Effekte artifiziell durch willkürliche a-priori-Einschränkungen für den Zeitbedarf der Politikwirkungen zu erzeugen. Durch geeignete Wahl des Polynomgrades kann man ebenfalls Crowding-out-Effekte künstlich erzeugen. WILLMS verwendet erste Differenzen und Polynome zweiten Grades (vgl. dse., a.a.O., S.236). Ich bestätige gerne, nicht zuletzt aufgrund meiner eigenen Ergebnisse mit Polynomen zweiten Grades, daß man für die BRD mit Polynomen zweiten Grades zwangsläufig zu Crowding-out-Resultaten kommt. Nur haben diese nichts mehr mit wirklichem Crowding-out zu tun, sondern sind lediglich das Resultat einer theoretisch nicht zu rechtfertigenden a-priori Restriktion. Greift man zu jener Fassung der eben genannten Arbeit von WILLMS, die dieser unter dem Titel "Monetary Targets and Economic Stabilization Policy of the Deutsche Bundesbank" auf der ersten Konstanzer Konferenz vorgelegt hat, dann findet man auf S.14 den aufschlußreichen Satz: "The equations of Table I were estimated by using a second degree polynomial with $t+1 = 0$ and $t-5 = 0$. Almon lag functions with higher degree polynomials and other lag structures were also estimated but did not give satisfying results." (Hervorhebung von mir). In der veröffentlichten Fassung des WILLMSschen Papiers, die die gleichen numerischen Schätzergebnisse wie die ursprüngliche Konferenzfassung enthält, lautet die entsprechende Passage lapidar: "The equations are estimated by using a second degree polynomial with $t + 1 = 0$." Die ursprüngliche Begründung für Polynome zweiten Grades wurde also nicht mehr veröffentlicht.

Sieht man in diesen Passagen der beiden WILLMS-Papiere einmal von dem unerklärten Gegensatz zwischen den Angaben zur Polynombindung ab, dann wird eine dubiose Forschungsstrategie erkennbar. Es erhebt sich die Frage, wer oder was hier befriedigt werden soll.

- 42) Siehe die Tabellen VII, VIII, IX und vergleiche sie respektive mit den Tabellen II, III, V und VI.

43) Siehe die Tabellen XI, XII und XIII und vergleiche sie respektive mit den Tabellen II, VII und III bzw. VIII. Es sei jedoch noch darauf hingewiesen, daß die DURBIN-WATSON-Statistik DW bei allen Regressionen nicht auf starke oder gesicherte Autokorrelation der Residuen hinweist und daß von dieser Seite keine Anzeichen dafür bestehen, daß eine weitere besonders wichtige Determinante der wirtschaftlichen Aktivität außer acht gelassen worden sei.