

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

Von Nikolaus K. A. Läufer, Konstanz

**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 sieben Jahren veröffentlicht worden ist.

**II. Die Hypothesen**

*Andersen* und *Jordan* (künftig AuJ genannt) kommen in ihrer Untersuchung<sup>1</sup> über die Vereinigten Staaten zu folgenden Feststellungen:

---

<sup>1</sup> Vgl. L. C. *Andersen* und J. L. *Jordan*, Monetary and Fiscal Actions: A Test of Their Relative Importance in Economic Stabilization, Review (Federal

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.

---

Reserve Bank of St. Louis) November 1968, S. 11 - 23, mit dem Kommentar von F. de Leeuw und Kalchbrenner 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 ders., 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, LIII/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.

Als Maß der wirtschaftlichen Aktivität diene 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:

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

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<sup>2</sup>.

<sup>2</sup> 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

### III. Die Schätzgleichung und ihre Interpretation

Die Tests von AuJ stützen sich auf Schätzungen der Koeffizienten und die statistischen Testgrößen in einer Gleichung mit verteilten Lags von folgendem Typ:

$$(1) \quad Y_t = a + bt + \sum_{i=0}^{l_m} m_i I_{t-i}^m + \sum_{j=0}^{l_f} f_j I_{t-j}^f + u_t$$

Darin ist (sind):

- $Y_t$  = das *nominelle* Sozialprodukt der Periode  $t$  als Maß der wirtschaftlichen Aktivität  
 $t$  = die Zeit als Index oder als Variable zur Erfassung der Trendeinflüsse  
 $I_{t-i}^m$  = ein Indikator für die Geldpolitik der Periode  $t - i$   
 $I_{t-j}^f$  = ein Indikator für die Fiskalpolitik der Periode  $t - j$   
 $u_t$  = ein stochastisches Fehlerglied (Bündel aller übrigen hier nicht explizit berücksichtigten Determinanten der wirtschaftlichen Aktivität)  
 $a$  = ein konstantes Glied  
 $b$  = ein Maß für den Trendeinfluß  
 $b$  = der Trendkoeffizient  
 $m_i$  = Koeffizienten für die Geldpolitik  
 $f_j$  = Koeffizienten für die Fiskalpolitik.

$m_0$  ( $f_0$ ) ist ein Maß für die Sofortwirkung der Geld-(Fiskal-)Politik, während  $m_1, m_2, \dots$  ( $f_1, f_2, \dots$ ) die verzögerten Wirkungen messen.

$l_m$  ( $l_f$ ) geben den maximalen Lag für die Geld-(Fiskal-)Politik an. Die Gesamtwirkung als Summe aus Sofortwirkung und verzögerten Wirkungen der Geld-(Fiskal-)Politik, die von einem Einheitsimpuls ausgeht, wird durch die Gesamtsumme der Koeffizienten repräsentiert:

$$\sum_{i=0}^{l_m} m_i \left( \sum_{j=0}^{l_f} f_j \right)$$

Die Hypothesen von AuJ beziehen sich erstens auf die Unterschiede in der Größe der (geschätzten) Koeffizientensummen, zweitens auf die

---

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.

Unterschiede in der Zuverlässigkeit der statistischen Schätzungen und drittens auf den Unterschied in der Zeit, die verstreichen muß, damit die verzögerten Effekte der beiden Politikarten zum Vorschein kommen. Dabei wird die Zuverlässigkeit durch den *t*-Wert (der Studentschen Verteilung) gemessen. Er zeigt den Signifikanzgrad an, den man einer Koeffizientenschätzung beimessen kann. Der Zeitunterschied wird entweder durch die Differenz in der durchschnittlichen Verzögerung oder durch den Unterschied in der maximalen Verzögerung (Gesamtlag) gemessen<sup>3</sup>.

Wenn, wie es im folgenden für die BRD geschieht, die Außenimpulse neben den geld- und fiskalpolitischen Impulsen als Determinanten der ökonomischen Aktivität berücksichtigt werden, dann ist Gleichung (1) auf der rechten Seite selbstverständlich noch um einen Ausdruck für die Außenimpulse zu erweitern.

Die Gleichung (1) repräsentiert keine bestimmte Theorie und kein bestimmtes Modell. Sie sollte entweder als Finale-Form-Gleichung oder als interimistische Form-Gleichung, wenn nicht als reduzierte Form-

---

<sup>3</sup> Der Gesamtlag, die maximale Verzögerung, wird durch  $l_m$  ( $l_f$ ) gemessen. Die durchschnittliche Verzögerung ist definiert als gewogenes arithmetisches Mittel der Zahl der Perioden, um welche die Wirkungen verzögert werden:

$$\frac{\sum_{i=1}^m i w_i}{\sum_{i=1}^m w_i}$$

Die  $w_i$  stehen für die  $m_i$  oder die  $f_j$ . Dabei wird unterstellt, daß die Gewichte oder Koeffizienten für die verzögerten Wirkungen positiv sind. Die durchschnittliche Zeitverzögerung kann nicht sinnvoll definiert werden, wenn die Koeffizienten für die verzögerten Effekte,  $w_i$ , nicht alle wenigstens das gleiche Vorzeichen besitzen. Da nun aber AuJ für die Fiskalpolitik sowohl positive als auch negative Koeffizienten (Gewichte) gefunden haben — ein Ergebnis, das sie als Zeichen für Crowding-out-Effekte der Fiskalpolitik werten, — besitzt ihre Aussage über die relative Geschwindigkeit der beiden Politiken keinerlei Bedeutung und kann infolgedessen weder als richtig noch als falsch eingestuft werden. Im Falle verschiedener Vorzeichen der Koeffizienten (Gewichte) kann man ein sinnvolles Maß für die Geschwindigkeit der Politikwirkungen noch dadurch erhalten, daß man  $l_m$  und  $l_f$  unabhängig voneinander schätzt. AuJ haben sich jedoch dieser Möglichkeit begeben, indem sie von vornherein  $l_m = l_f$  angesetzt haben. Aufgrund dieser Überlegungen erscheint mir die AuJ-Hypothese einer relativ höheren Geschwindigkeit der geldpolitischen Effekte selbst für die USA nicht als belegt.

Gleichung interpretiert werden<sup>4</sup>. Sie definiert (implizit) eine Klasse von Modellen oder Theorien, deren Elemente finale, interimistische oder reduzierte Formen besitzen, zu denen wenigstens eine Gleichung von jenem Typ gehört, wie ihn Gleichung (1) repräsentiert. Da der stochastische Fehlerterm  $u_t$  so interpretiert werden kann, daß er lineare Kombinationen zusätzlicher vorherbestimmter und/oder exogener Variablen enthält, beschränkt sich diese Modellklasse nicht notwendigerweise auf die exogenen Variablen  $I_t^m, I_{t-1}^m, \dots$  und  $I_t^f, I_{t-1}^f, \dots$ .

Aus diesen Überlegungen ergibt sich auch die Feststellung, daß die Gleichung (1) nicht auf ein bestimmtes Konzept des Transmissionsmechanismus<sup>5</sup> für monetäre und fiskalische Impulse festgelegt ist<sup>6</sup>.

#### IV. Theoretische Erwartungen

In allen ökonomischen Theorien 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

<sup>4</sup> Man hat ernste Zweifel vorgebracht, die dagegen sprechen, daß man Gleichung (1) eine reduzierte Form-Gleichung nennen kann. Vgl. G. Fisher und D. Sheppard, a.a.O., S. 98 - 101.

<sup>5</sup> 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, 107, 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.

<sup>6</sup> Diese Nichtfestlegung scheint einen besonderen Vorteil des AuJ-Ansatzes zur Überprüfung der relativen Bedeutung von Geld- und Fiskalpolitik darzustellen. Allerdings verliert dieser Gesichtspunkt einiges von seiner Attraktivität, wenn man ihn etwas gründlicher untersucht, so wie das bei G. Fisher und D. Sheppard, a.a.O., S. 98 - 101, geschehen ist.

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 Ökonomen 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 Geldbasisexpansion 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 (Außenimpulse) einen solchen möglichen Faktor dar. Ein Anstieg der Exportnachfrage als Teil der effektiven Gesamtnachfrage kann bei fixen Wechselkursen leicht gleichzeitig zu Zahlungsbilanzüberschüssen führen und damit 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.

Gegen das Verfahren der Untersuchung historischer Einzelfälle mit entgegengesetzten geld- und fiskalpolitischen Impulsen habe ich an anderer Stelle<sup>7</sup> einige gravierende Einwände ausführlich formuliert. Ich möchte mich deshalb mit dieser Methode des graphischen Zeitreihenvergleichs hier nicht mehr beschäftigen. Stattdessen 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 (einschließlich des stochastischen Fehlergliedes als ganzes). Dieser Annahme entspricht im Bereich der ökonomischen Theorie die *ceteris-paribus*-Annahme. Der Koeffizient  $m_i$  bringt also die Teilwirkung einer geldpolitischen Maßnahme (genauer: eines Einheitsimpulses der Geldpolitik) 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 sog. „erweiterten“ Geldbasis bei konstantem Fiskalmaß ist die Folge entweder von reiner Offenmarktpolitik<sup>8</sup> oder die Folge einer Senkung der Mindestreservesätze oder aber die Folge der Finanzierung eines gegebenen und angenommenenmaßen konstanten Budgetdefizites durch die Zentralbank anstelle der Finanzierung über den Kapitalmarkt.

Jede tatsächliche Veränderung der erweiterten Geldbasis ist der Netto-Effekt dieser drei verschiedenen Arten einer Geldbasisänderung, welche auch gleichzeitig und sogar in gegenläufiger Weise auftreten können.

---

<sup>7</sup> Siehe N. K. A. Läufer, „Zur Frage einer fiskalisch oder monetär ausgerichteten Stabilisierungspolitik“, Diskussionsbeiträge des Fachbereichs Wirtschaftswissenschaften der Universität Konstanz, Nr. 52, September 1974.

<sup>8</sup> Der Begriff Offenmarktpolitik soll hier in extensiver Bedeutung verstanden werden und Rediskonte, Lombardkredite usw. miteinschließen. Reine Offenmarktpolitik liegt vor, wenn sich die Geldbasis verändert, während gleichzeitig das Budgetdefizit und die Mindestreservesätze konstant bleiben.



Unter der Voraussetzung einer konstanten Geldbasis kann die Finanzierung eines höheren Budgetdefizits (reine Fiskalpolitik) zu einer Verdrängung der privaten Nachfrage nach Geldkapital führen. Dieser Verdrängungsvorgang ist im angelsächsischen unter dem Begriff des Crowding-out bekannt<sup>9</sup>. Das Crowding-out kann nun zu negativen Teil- und sogar zu negativen Gesamtwirkungen der reinen Fiskalpolitik<sup>10</sup> auf die ökonomische Aktivität 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, daß die Regressionskoeffizienten  $m_i$  und  $f_j$  einer ökonomischen Interpretation im Sinne der ceteris-paribus-Bedingung zugänglich sind. 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)<sup>11</sup> 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 erscheinen jedoch die Bewegungen in den Vollbeschäftigungsstaatseinnahmen (VBE), die auf das reale oder nur inflatorische Wachstum des Vollbeschäftigungsnominaleinkommens zurückgehen und die den VBÜ selbst dann verändern, wenn die diskretionären Staatsausgaben und Steuersätze unverändert beibehalten werden.

<sup>9</sup> Vgl. J. M. *Culbertson*, *Macroeconomic Theory and Stabilization Policy*, New York 1968, S. 463 und R. W. *Spencer* und W. P. *Yobe*, *The „Crowding Out“ of Private Expenditures by Fiscal Policy Actions*, Review (Federal Reserve Bank of St. Louis) October 1970, S. 12 - 24.

<sup>10</sup> Reine Fiskalpolitik liegt hier definitionsgemäß dann vor, wenn das Budgetdefizit sich verändert, während die erweiterte Geldbasis konstant bleibt.

<sup>11</sup> Das Konzept des Vollbeschäftigungsbudgetüberschusses wurde in den frühen sechziger Jahren vom amerikanischen Council of Economic Advisers entwickelt. Siehe zu diesem Maß 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 - 310.

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 vom nominellen Sozialprodukt in die VBÜ-Werte hineinragen.

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 Initial-Stimulus stammen von *Corrigan* und *Oakland*<sup>12</sup>.

## 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 *anfänglichen*<sup>13</sup> Veränderungen der Steuereinnahmen, die auf legislative Änderungen der Steuersätze, der Bemessungs-

<sup>12</sup> Vgl. W. H. *Oakland*, Budgetary Measures of Fiscal Performance, *Southern Economic Journal*, April 1969, S. 348 - 358, und E. G. *Corrigan*, Budgetary Measures of Fiscal Performance — A Comment, *Southern Economic Journal*, April 1970, S. 470 - 73; insbesondere *ders.*, 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* und *Oakland* hat M. J. *Neumann* Fiskalindikatoren für die BRD der Jahre 1959 - 1970 gebildet. siehe *ders.*, 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. 9 b 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 *ders.*, . . ., *Diskussionsbeiträge* . . ., S. 14 ff. und meine formale Darstellung in der folgenden Fußnote.

<sup>13</sup> Unter anfänglichen Veränderungen des Steueraufkommens ( $\Delta T_t$ ) sind in dieser Untersuchung die Änderungen des Steueraufkommens im ersten Quartal nach der Steueränderung gemeint. Der Initial-Stimulus  $F$  ist formal definiert durch  $F_t = E_t - TC_t$ , d. h. durch die Differenz zwischen Staatsausgaben,  $E$ ,

grundlagen und/oder der Zahlungsbedingungen zurückgehen. Mit diesem Konzept werden bewußt und absichtlich jene Änderungen der Steuereinnahmen nicht erfaßt, die ausschließlich auf die Abhängigkeit der Steuereinnahmen von der wirtschaftlichen Aktivität (Einkommenswachstum) und von der Preisentwicklung (Inflation) zurückgehen. Es wird also versucht, die Nachteile des VBU 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.

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 Wachstumsrate  $g(F_t) = g(E_t - TC_t)$  bzw. die Differenz  $\Delta F_t = \Delta E_t - \Delta T_t$ . — Am Beispiel eines Steuersystems, das nur Einkommensteuern kennt, läßt sich die Bedeutung von  $\Delta T_i$  weiter klären.  $t$  sei der Steuersatz und  $Y_i$  sei das Einkommen (Bruttosozialprodukt) des  $i$ -ten Quartals. Dann ist  $\Delta T_i$  im Sinne des Initial-Stimulus-Konzeptes definiert durch  $\Delta T_i = Y_i \Delta t$ , im Gegensatz zu  $(Y_i + \Delta Y_i)(t + \Delta t) - Y_i t = \Delta(Y_i t) = Y_i \Delta t + t \Delta Y_i + \Delta Y_i \Delta t$ .  $t \Delta Y_i$  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.  $\Delta Y_i \Delta t$  wird von beiden Konzepten vernachlässigt. — 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,  $Y_i \Delta t$ , 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 einseitig auf der Grundlage einer bestimmten theoretischen Strukturvorstellung argumentiert, nämlich der keynesianischen. 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. Siehe die Gleichungen 1 und 4 in den Tabellen.

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 sowie 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.

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 Maßnahmen<sup>14</sup> einschließlich der Mindestreservepolitik. Letztere wird vom gewöhnlichen Geldbasis-Konzept nicht erfaßt.

<sup>14</sup> Ich gehe in dieser Untersuchung von der Annahme aus, daß die Geldbasis durch die Zentralbank kontrolliert werden kann. Diese Annahme ist

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<sup>15</sup>.

## VI. Zur Transformation der Daten (Trendausschaltung)

Wenn bei allen Variablen ein linearer Trend vorliegt, wird der Trendeinfluß durch den Ausdruck  $b \cdot t$  in Gleichung (1) korrekt eingefangen. In diesem Fall ist die Verwendung der Variablen in Form erster Differenzen eine erfolgreiche Methode der Trendelimination. Wenn aber der Trend nichtlinear ist, stellen erste Differenzen eine unzulängliche Methode der Trendelimination dar und führen möglicherweise zu einer Verzerrung zugunsten der Geldpolitik. Das läßt sich tatsächlich in der Bundesrepublik beobachten, wo die ökonomische Aktivität in der Trendbewegung besser mit dem geldpolitischen Indikator korreliert als mit dem Fiskalpolitikindikator. Wenn nun der nichtlineare Trend exponentiell verläuft, dann kann man durch Verwendung von Wachstumsraten der zu korrelierenden Variablen den Trend erfolgreich ausschalten.

Die Anwendung erster Differenzen ist konsistent mit (bzw. verlangt nach) einem Modell, in dem die Variablen, wie in Gleichung (1) oben, additiv verknüpft sind (additives Modell). Die Anwendung von Wachstumsraten dagegen ist konsistent mit (bzw. verlangt nach) einem Modell, in dem die Variablen multiplikativ verknüpft sind (multiplikatives

---

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 für den betrachteten Untersuchungszeitraum.

<sup>15</sup> Das auf K. Brunner und A. Meltzer zurückgehende Konzept der erweiterten Geldbasis wird näher dargestellt von L. C. Andersen und J. L. Jordan, *The Monetary Base — Explanation and Analytical Use*. Review (Federal Reserve Bank of St. Louis) August 1968, S. 7 - 11. Die Verwendung des Konzeptes der erweiterten Geldbasis verändert das analytische Konzept des Geldmultiplikators. 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 Geldbasis nieder.

Modell). Das multiplikative Modell ist ein additives Modell in den Logarithmen der Variablen. Gleichung (1) würde deshalb auch ein multiplikatives Modell wiedergeben, wenn darin alle Variablen, ausgenommen  $t$ , durch ihre Logarithmen ersetzt würden. Es ließe sich leicht zeigen, daß die Anwendung erster Differenzen auf ein Modell, welches additiv in den Logarithmen ist, mit der Verwendung von Wachstumsraten gleichwertig ist.

Die Wahl zwischen einem additiven und multiplikativen Modell 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.

Aufgrund von a-priori-Erwägungen halte ich die multiplikative Verknüpfung im Falle einer wachsenden Wirtschaft für adäquater als die additive Verknüpfung zwischen den Variablen. Zusätzlich kann ich darauf verweisen, daß in der BRD der Jahre 1960 - 1970 die ersten Differenzen des vierteljährlichen Sozialprodukts (als Maß der wirtschaftlichen Aktivität) und die der vierteljährlichen Geldmenge im Gegensatz zu den Wachstumsraten noch immer einen signifikanten Aufwärtstrend<sup>16</sup> besitzen. Dies deutet auf einen nichtlinearen Trend in den Ursprungsvariablen hin, der durch einen exponentiellen Trend approximiert werden kann. Eine Trendausschaltung durch Bildung erster Differenzen ist daher im Falle der Bundesrepublik unzureichend, und die Verwendung von Wachstumsraten erscheint als Verbesserung.

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

<sup>16</sup> Eine Regression erster Differenzen des Bruttosozialprodukts ( $\Delta Y$ ), der Geldmenge ( $\Delta M$ ), des Fiskalmaßes ( $\Delta F$ ) und der erweiterten Geldbasis ( $\Delta B^e$ ) auf die Zeit führt zu folgenden  $t$ -Werten für den positiven Zeitkoeffizienten:

	$\Delta Y$	$\Delta M$	$\Delta F$	$\Delta B^e$
$t$	3,09 <sup>a)</sup>	1,70 <sup>b)</sup>	1,48	0,48
Zahl der Freiheitsgrade: 41				

a) Signifikant mit 0,5 % Irrtumswahrscheinlichkeit (einseitige Fragestellung).

b) Signifikant mit 5 % Irrtumswahrscheinlichkeit (einseitige Fragestellung).

## VII. Testergebnisse für die BRD

In dem tabellarischen Überblick werden summarisch technische Details des Verfahrens dargestellt, das meinen Resultaten zugrundeliegt. Ich unterstreiche die Tatsache, daß den Polynomen, die ich zur Restriktion der Schätzung der verteilten Lag-Koeffizienten verwendet habe, keine Endpunktrestriktionen auferlegt wurden. Berechnungen mit Endpunktrestriktionen werden hier lediglich zu Vergleichszwecken wiedergegeben.

Ich habe einen Lag-Raum untersucht, der bei jeder der drei verzögerten Variablen von null bis sechzehn verzögerten Perioden (Quartalen) reicht. Innerhalb dieses Bereiches wird die Lag-Länge bei jeder der drei Variablen (Fiskal- und Geldpolitikindikator, Exporte als Außenimpulsindikator) unabhängig von der Lag-Länge bei den beiden anderen verzögerten Variablen systematisch variiert. Das erforderte die Berechnung von annähernd fünftausend Regressionen<sup>17</sup>.

Die Anwendung des Kriteriums des minimalen Standardfehlers der Regressionsgleichung führt nicht ohne weiteres zu eindeutigen Resultaten, denn es gibt für den Standardfehler mehrere relative Minima. Es existiert jedoch eine interessante Grenzlinie, die den Lag-Raum in zwei getrennte Unterräume aufteilt. Der erste Unterraum ist dadurch definiert, daß er der Fiskalpolitikvariablen zur Entfaltung ihrer Wirkungen einen Zeitbedarf von weniger als zwei Jahren (weniger als acht Quartalen) einräumt. Der Geldpolitik werden nicht mehr als zweieinhalb Jahre zugestanden (weniger als elf Quartale), während die Außenimpulse (Exporte) nicht mehr als zwei Jahre (weniger als neun Quartale) benötigen dürfen. Der zweite Unterraum ist dadurch definiert, daß er der Fiskalpolitik zwei Jahre und mehr (acht und mehr Quartale), der Geldpolitik mehr als zweieinhalb Jahre (elf und mehr Quartale) und den Außenimpulsen (Exporten) mehr als zwei Jahre (neun und mehr Quartale) einräumt.

---

<sup>17</sup> Wenn die Lag-Verteilung einer Variablen sich nicht über mehr als vier (verzögerte) Perioden erstreckt, dann ist die Anwendung eines Polynoms vierten Grades (ohne Endpunktrestriktionen) entweder undurchführbar (im Falle von weniger als vier verzögerten Perioden) oder ohne Wirkung (im Falle von genau vier verzögerten Perioden). Deshalb habe ich in allen Fällen (Lag-Kombinationen), in denen die Lag-Länge einer Variablen unter fünf Perioden lag, die Kleinstquadratmethode angewandt ohne polynomiale Restriktion für diese Variable. Entsprechend dieser Regel war die Suche im dreidimensionalen Lag-Raum *nicht* beschränkt auf Kombinationen (Triple) von Lags mit mindestens vier Perioden, sondern wurde auf jede Kombination von mindestens null verzögerten Perioden ausgedehnt.

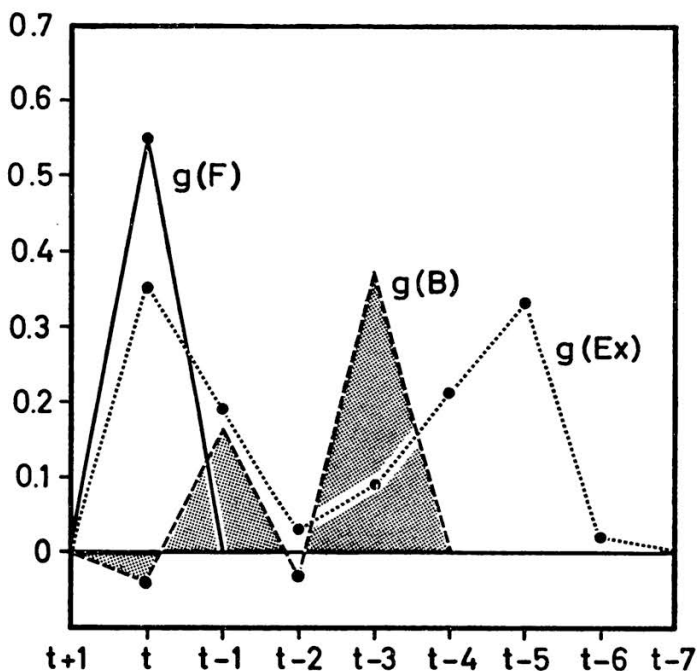
**Übersicht I**  
**Politikvergleich**  
**methodische Unterschiede und Gemeinsamkeiten**

Autoren	<i>Andersen und Jordan</i>	<i>Läufer</i>
Land	USA	BRD
Zeiteinheit	1952 <sub>I</sub> - 1968 <sub>II</sub>	1960 <sub>I</sub> - 1970 <sub>IV</sub>
Optimalitätskriterium		minimaler Standardfehler der Regressionsgleichung
Lag-Technik		<i>Almon-Lags</i>
Grad der Polynome	4	4
Bindung der Polynome	a) einfach (rechts gebunden) b) zweifach (rechts und links gebunden)	a) <i>keine</i> b) einfach (rechts gebunden) c) zweifach (rechts und links gebunden) (vorzuziehen: a); nur zu Vergleichszwecken: b) und c))
Gesamtzeitbedarf bei der Geld- (GP) u. Fiskalpolitik (FP) = Länge der Lag-Verteilung	variabel, jedoch a priori gleich für GP u. FP	variabel, jedoch <i>nicht</i> a priori gleich für GP u. FP
Datenform	saisonbereinigte vierteljährliche Daten	saisonbereinigte vierteljährliche Daten und saisonale Dummies
Variablentransformation	a) erste Differenzen b) Wachstumsraten (unveröffentlicht)	a) Wachstumsraten b) erste Differenzen abgelehnt (nur zu Vergleichszwecken)
Maß der wirtschaftlichen Aktivität	Bruttosozialprodukt	Bruttosozialprodukt
Fiskalpolitikindikator	a) Vollbeschäftigungsbudgetüberschuß b) Staatsausgaben alleine c) Staatsausgaben und Steuereinnahmen als separate Variable	a) Initial-Stimulus b) Staatsausgaben alleine
Geldpolitikindikator	bevorzugt (75 %): Geldmenge weniger (25 %): erweiterte Geldbasis	bevorzugt: erweiterte Geldbasis abgelehnt: Geldmenge
Indikator für Außenimpulse	unberücksichtigt	Exporte



Figur 1

Sofortige und verzögerte Wirkungen der  
Geldpolitik, der Fiskalpolitik und der Außenimpulse  
auf die ökonomische Aktivität in der BRD\*  
(Wirkungen von Einheitsimpulsen)



\* Beta-Koeffizienten der Gleichung 1 in Tabelle I

$g( )$  = Wachstumsrate

F = Initial-Stimulus (Fiskalpolitikindikator)

B = erweiterte Geldbasis (Geldpolitikindikator)

Ex = Exporte (Außenimpulse)

Im ersten Unterraum<sup>18</sup> werden bei einer Auswahl der „optimalen“ Regression nach dem Kriterium des minimalen Standardfehlers alle Hypothesen von AuJ widerlegt (Gleichung 1 in Tabelle I). Die Wirkungen der Geldpolitik sind weder größer (stärker), noch zuverlässiger (von

<sup>18</sup> Im ersten Teilraum stellt sich bei der optimalen Regression heraus, daß nur die Koeffizienten der Exportvariablen durch ein Polynom restringiert werden, während jene der Geldpolitikvariablen (erweiterten Geldbasis) unrestringiert bleiben.

höherer statistischer Signifikanz), noch schneller (weniger verzögert). Stattdessen besitzt die Fiskalpolitik einen hochsignifikanten Soforteffekt, während die Geldpolitik keinen signifikanten Einzeleffekt vor der dritten verzögerten Periode aufweist. Die Gesamtwirkung der Fiskalpolitik ist, wenn man sie durch die Summe der Beta-Koeffizienten<sup>19</sup> mißt, um 20 % höher als die Gesamtwirkung der Geldpolitik, während sie um ca. ein Drittel niedriger ausfällt, wenn der Vergleich mit den gewöhnlichen Koeffizienten, also nicht mit den Beta-Koeffizienten<sup>20</sup> durchgeführt wird<sup>21</sup>.

Das Ergebnis der Auswahl für den ersten Unterraum ändert sich nicht wesentlich, wenn die Polynome einfach (rechtsseitig) oder zweifach (rechts- und linksseitig) gebunden, d. h. mit ein bzw. zwei Endpunktrestriktionen versehen werden. Die Ergebnisse mit Endpunktrestriktionen finden sich in den Gleichungen 2 und 3 (siehe Tabellen II und III). Die Ergebnisse ohne Endpunktrestriktionen sind jedoch den andern aus methodisch-technischen Gründen vorzuziehen<sup>21</sup>.

---

<sup>19</sup> Beta-Koeffizienten sind Regressionskoeffizienten für allseits standardisierte Variable. Standardisierte Variable sind Variable mit einem Mittelwert von Null und einer Standardabweichung von Eins. Jede beliebige Variable kann standardisiert werden, indem der Mittelwert von ihr abgezogen und die Differenz durch die Standardabweichung der Variablen dividiert wird. Deshalb sind standardisierte Variable solche Variablen, die identische Variabilität gemessen durch die Standardabweichung besitzen. Irgendein Unterschied in der Größe der Beta-Koeffizienten hat nichts mit Unterschieden in der Variabilität (gemessen durch die Standardabweichung) zu tun.

<sup>20</sup> Es gibt sicher Leser, die die Relevanz von Beta-Koeffizienten für diesen Vergleich bezweifeln. Diesen Lesern möchte ich insoweit entgegenkommen, als ich gestehe, daß ich selbst die Relevanz der Frage nach den Unterschieden in der geldpolitischen Gesamtwirkung bezweifle. Bei einer aktuellen wirtschaftspolitischen Maßnahmenwahl kann der Unterschied in der Größe dieser Gesamtwirkungen durch eine angemessene Wahl in der Größe der Politikvariablen (Wachstumsrate des Politikindikator) wieder ausgeglichen werden. Nicht eher, als wir mehr wissen über die relativen sozialen Kosten der Anpassung von Politikvariablen, können wir der Frage des Unterschiedes in der Größe der politischen Gesamtwirkungen, gemessen durch die Koeffizientengröße, signifikante Bedeutung beimessen. Das ist aber anders bei den Fragen nach der Geschwindigkeit (Schnelligkeit) und nach der Zuverlässigkeit, mit der sich die Wirkungen einer Politikmaßnahme einstellen.

<sup>21</sup> In einer früheren Arbeit (vgl. N. K. A. *Läufer*, Fiskalpolitik versus Geldpolitik — Zur Frage ihrer relativen Bedeutung, Eine empirische Untersuchung für die BRD, Diskussionsbeiträge des Fachbereichs Wirtschaftswissenschaften der Universität Konstanz, Nr. 20) und für einen Teilraum, der dem ersten Teilraum oben entspricht, bin ich trotz einiger methodischer Unterschiede zu

Wählt man statt der Geldbasis die Geldmenge als Geldpolitikindikator (Gleichung 5 in Tab. V), dann ändern sich die Ergebnisse überwiegend zugunsten der Hypothesen von AuJ. Die Fiskalpolitikwirkungen stellen sich allerdings auch hier noch schneller ein als die der Geldpolitik. Gegen die Geldmenge als Geldpolitikindikator habe ich jedoch oben theoretische Einwände vorgebracht. Hinzuzufügen wären noch ökonometrische Argumente. Durch die Einkommensabhängigkeit der Geldnachfrage ist die Geldmenge stärker als die Geldbasis Rückkoppelungsmechanismen unterworfen, aufgrund derer die Geldmenge nicht mehr ausreichend (stochastisch) unabhängig ist vom stochastischen Störterm der Regressionsgleichung. Dieser Mangel an stochastischer Unabhängigkeit führt zu einer Überschätzung des wahren Zusammenhanges zwischen Geldmenge und Sozialprodukt. Die Geldmenge ist also einerseits theoretisch kein befriedigender Indikator der Geldpolitik. Ein positiver Zusammenhang zwischen Geldmenge und Sozialprodukt darf nicht einseitig als Wirkung der Geldpolitik interpretiert werden. Andererseits überschätzt man auch noch den wahren positiven Zusammenhang zwischen Geldmenge und Sozialprodukt. Die Wiedergabe der Regression mit der Geldmenge (Gleichung 5 in Tabelle V) dient daher lediglich illustrativen Zwecken, sie kann nicht ernsthaft mit den Geldbasisregressionen in Konkurrenz treten.

Im *zweiten* Unterraum findet man eine monetaristische Welt vor, mit signifikanten Crowding-out-Effekten der Fiskalpolitik und einer Bestätigung der AuJ-Hypothesen<sup>22</sup>. Darüber hinaus wurde der gesamte

---

den gleichen empirischen Ergebnissen gelangt. In jener Arbeit wurden grundsätzlich Endpunktrestrictionen angewandt, während saisonale Dummy-Variablen nicht verwendet wurden. Die Ergebnisse beider Arbeiten deuten darauf hin, daß Ph. *Dhrymes* seine Kritik an Endpunktrestrictionen überzieht, was auch daraus hervorgeht, daß er in seinen Beispielen Polynome zweiten Grades verwendet. Mit Polynomen vierten Grades hätte er nicht über solch dramatische, numerische Veränderungen berichten können, die sich bei ihm aus Änderungen in den Endpunktrestrictionen ergaben. Vgl. P. J. *Dhrymes*, *Distributed Lags: Problems of Estimation and Formulation*, San Francisco 1971, S. 232 - 234. Eine Erweiterung des *Dhrymes*schen Argumentes gegen Endpunktrestrictionen im gegenwärtigen Zusammenhang geben P. *Schmidt* und R. N. *Waud*, *The Almon Lag Technique and the Monetary versus Fiscal Policy Debate*, *Journal of the American Statistical Association*, 68/1973, S. 11 - 19.

<sup>22</sup> Zusätzliche Berechnungen haben ergeben, daß die Steuerkomponente des verwendeten Fiskalindikators von vernachlässigbarem Einfluß ist in folgendem Sinne: Fast identische Resultate erhält man, wenn man die Fiskalausgaben alleine (so wie sie bei der Konstruktion des Indikators verwendet wurden) als Fiskalvariable benutzt. Siehe Gleichung 4, Tabelle IV.

Lag-Raum noch dadurch untersucht, daß eine Reihe sukzessiv größerer Lag-Räume zuerst mit einem Maximum von sechs, dann sieben bis schließlich zu einem Maximum von 16 Lags für jede der drei Variablen ( $F$ ,  $B$ ,  $Ex$ ) betrachtet wurde. Unter Anwendung des Kriteriums des minimalen Standardfehlers wurde für jeden dieser sukzessiven Lag-Räume eine optimale Regression bestimmt. Diese Ergebnisse werden an anderer Stelle veröffentlicht<sup>23</sup>. Interessanterweise verliert eine Gleichung, die für einen gegebenen Lag-Raum optimal ist (im Sinne eines Minimums des Standardfehlers der Regression) diese Optimalitätseigenschaft, wenn der Lag-Raum genügend erweitert wird. Infolgedessen erhält man für die verschiedenen betrachteten Lag-Räume eine beste Regression (ein Optimum optimorum) dann, wenn der Lag-Raum seine größte zugelassene Ausdehnung erreicht hat.

### VIII. Bewertung und Interpretation der Ergebnisse

Damit bin ich an einem Punkt angelangt, an dem es offensichtlich wird, daß man zusätzliche Information benötigt, um eine korrekte Entscheidung über den zu betrachtenden Lag-Raum zu treffen. Diese a-priori-Information könnte sich aus gegenwärtig noch unbekanntem Wissen über die zugrundeliegende ökonomische Struktur ergeben. Einstweilen zeigt sich folgendes Bild. Im Falle der BRD führen die AuJ-Tests zu keinen festen Schlußfolgerungen, es sei denn man bezahlt einen Preis in Form zusätzlicher a-priori-Restriktionen. Wenn man, wie ich es tue, annimmt, daß die Wirkungen der Fiskalpolitik sich in weniger als zwei Jahren einstellen, während die Wirkungen der Geldpolitik nicht mehr als zweieinhalb Jahre und jene der Außenimpulse (Exporte) nicht mehr als zwei Jahre benötigen, dann läßt sich sagen, daß die Regressionsergebnisse für die BRD die Hypothesen von AuJ nicht bestätigen, sondern widerlegen<sup>24</sup>. Im Gegensatz zu AuJ (für die USA) finde ich für

<sup>23</sup> Siehe N. K. A. *Läufer*, Further Evidence on the Relative Importance of Fiscal and Monetary Actions in Germany (FR), erscheint 1976 in den Proceedings of the Surrey Conference on West German Monetary Developments, July 1974, vorläufig veröffentlicht als Diskussionsbeitrag des Fachbereichs Wirtschaftswissenschaften der Universität Konstanz, Nr. 51.

<sup>24</sup> Auch in 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. *Nobay*, The Attempt to Reinstat Money, in

die BRD, daß die Wirkungen der Fiskalpolitik auf die ökonomische Aktivität ungefähr gleich stark sind und daß sie gleichzeitig schneller (mit geringerer Verzögerung) und zuverlässiger (besser vorhersagbar) als die Wirkungen der Geldpolitik auftreten.

In einer offenen Volkswirtschaft gibt es einen interessanten Grund für die Existenz von Crowding-out-Effekten, die nicht zu einer verschwindenden Gesamtwirkung der Fiskalpolitik auf das Brutto-Sozialprodukt führen, selbst dann nicht, wenn private Ausgaben in einem Umfang verdrängt werden, der gleich ist den zusätzlichen Fiskalausgaben. Wenn der Importgehalt privater Ausgaben über dem der Regierungsausgaben liegt, zieht die Verdrängung von privater Nachfrage um einen Betrag in der Höhe der zusätzlichen Fiskalausgaben eine Verdrängung (Abschwächung) von Importen nach sich. Die Verdrängung der

---

H. G. *Johnson* u. a., ed., *Readings in British Monetary Economics*, Oxford 1972, S. 62 - 89, insbes. S. 83 ff. Meine Ergebnisse stehen auch im Widerspruch zu Resultaten, die M. *Willms* in einer Untersuchung erhielt, die primär der Evaluierung monetärer Indikatoren galt. „One 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. *ders.*, *An Evaluation of Monetary Indicators in Germany*, in K. *Brunner* ed., *Proceedings of the First Konstanz Seminar on Monetary Theory and Monetary Policy*, Beiheft I zu *Kredit und Kapital*, Berlin 1972, S. 219 - 242. Ich habe an anderer Stelle (siehe den Hinweis in Fußnote 21) 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. *ders.*, 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. — Neuerdings ist auch für die USA diskonfirmierende Evidenz präsentiert worden. R. N. *Waud* stellte fest, daß, sobald man die Frage nach der relativen Bedeutung der Geld- und Fiskalpolitik auf einem disaggregierten Niveau behandelt, auf dem sich sowohl die Möglichkeiten für Umkehrkausalität als auch das Problem der Einzelgleichungs-Kleinstquadratverzerrung reduzieren, die fiskalischen und monetären Einflüsse auf die ökonomische Aktivität gleichzeitig als signifikant und gleich wichtig erscheinen. Vgl. R. N. *Waud*, *Monetary and Fiscal Effects on Economic Activity: A Reduced Form Examination of Their Relative Importance*, *The Review of Economics and Statistics*, 56/1974, S. 177 - 187.

Importe aber impliziert eine Verbesserung der Leistungsbilanz, was sich schließlich in einem positiven Gesamteffekt der Fiskalpolitik auf das Sozialprodukt auswirkt. Unter dieser Voraussetzung (von Unterschieden in den Importgehalten) ist es auch möglich, daß die Verdrängung von privaten durch öffentliche Ausgaben zwar vorhanden ist, aber nicht durch negative Koeffizienten ( $f_j$ ) für die verzögerten Wirkungen der Fiskalpolitik auf das Sozialprodukt in Erscheinung tritt. Wenn die Leistungsbilanzverbesserung zeitlich in ungefähr der gleichen Weise verteilt ist wie der verzögerte Teil des Verdrängungsvorganges auf dem Binnenmarkt, dann können sich die beiden über die einzelnen verzögerten Perioden hinweg neutralisieren. Aus diesen Überlegungen geht hervor, daß es auch aus theoretischer Sicht nicht ausgeschlossen ist, daß man einen positiven Soforteffekt für Staatsausgaben beobachtet, während die verzögerten Effekte gleich null sind. Infolgedessen läßt sich auch sagen, daß es bei speziellen Details derjenigen meiner Resultate, die die Hypothesen von AuJ diskonfirmieren oder ihnen sogar widersprechen, nicht notwendigerweise an theoretischer Interpretierbarkeit fehlt.

## IX. Anhang

### 1. Anmerkungen zu den Tabellen

Die nachfolgenden Erklärungen gelten für alle Tabellen dieses Anhangs:

$\Delta$	= 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.

<i>FG2</i>	stellt auch die Zahl der Freiheitsgrade für den <i>t</i> -Test dar.
<i>SE</i>	bezeichnet den Standardfehler der Regression adjustiert durch die Zahl der Freiheitsgrade.
<i>DW</i>	ist die Testgröße für den Autokorrelationstest nach <i>Durbin - Watson</i> .
<i>N</i>	benennt die Anzahl der Beobachtungen ( <i>nach</i> Bildung von ersten Differenzen bzw. von Wachstumsraten).
*	bedeutet: ist signifikant mit einer Sicherheitswahrscheinlichkeit von 95 % (zweiseitige Fragestellung).

Die weiteren Hinweise in den Tabellen sind wie folgt festgelegt:

1. „Ohne polynomiale Restriktionen“:  
Die Koeffizienten der entsprechenden Variablen wurden nicht durch Polynome restringiert.
2. „Ohne Bindung“:  
Die Koeffizienten der entsprechenden Variablen wurden durch Polynome des angegebenen Grades restringiert. Den Polynomen selbst wurden jedoch keine Endpunktrestriktionen auferlegt.
3. „Einfach gebunden“:  
wie unter 2.; die Polynome werden jedoch einer rechtsseitigen Endpunktrestriktion unterworfen ( $m_{l_{m+1}} = f_{l_{r+1}} = 0$ ).
4. „Zweifach gebunden“:  
wie unter 2.; die Polynome werden jedoch zweiseitigen Endpunktrestriktionen unterworfen ( $m_{-1} = f_{-1} = m_{l_{m+1}} = f_{l_{r+1}} = 0$ ).

## 2. Anmerkungen zu den Daten

Die Daten für den Initial-Stimulus (IS), die erweiterte Geldbasis und die Geldmenge sind jene von M. J. M. *Neumann* wie sie beschrieben werden in: K. *Brunner*, M. *Fratianni*, J. *Jordan*, M. J. M. *Neumann*, *The Monetary Fiscal Approach to Inflation: A Multi Country Study*, Chapt. III, *The German Case* (in Vorbereitung); eine vorläufige Version erschien als Diskussionspapier No. 9 b des Fachbereichs Wirtschaftswissenschaften der Universität Konstanz. Die Saisonbereinigung hat dankenswerterweise das DIW, Berlin, durchgeführt. Die saisonal bereinigten Werte für das vierteljährliche Bruttosozialprodukt und die Ex-

porte wurden den folgenden Veröffentlichungen des DIW entnommen. DIW: „Vierteljährliche volkswirtschaftliche Gesamtrechnung, Bundesrepublik Deutschland, Saisonbereinigte Daten 1950 - 1965“, und DIW: „Vierteljährliche volkswirtschaftliche Gesamtrechnung, Bundesrepublik Deutschland einschl. Saarland und Berlin, Saisonbereinigte Daten 1960 - 1971“, Berlin Juli 1971.



Tabelle I: Politikvergleich

Regressionen relativer Veränderungen des Bruttosozialproduktes (zu laufenden Preisen) auf die relativen Veränderungen der Indikatoren für die Geldpolitik, die Fiskalpolitik und die Außenimpulse

(Initial-Stimulus (*F*) als Fiskalpolitikindikator, erweiterte Geldbasis (*B*) als Geldpolitikindikator, Exporte (*Ex*) als Außenimpulsindikator; Wachstumsraten (*g*); Polynome ohne Endpunktrestrictionen = ohne Bindung)

			<i>Gleichung 1</i>		
Konst.	- 0.65 (- 0.53)				
2. Var.	0.56 (0.92)	} saisonale Dummy- Variablen			
3. Var.	- 0.15 (- 0.25)				
4. Var.	0.16 (0.27)				
5. Var.	<i>g</i> ( <i>F</i> )				
Ohne polynomiale Restriktionen					
Periode	Koeff.	Beta- Koeff.	7. Var.	<i>g</i> ( <i>Ex</i> )	
T - 0	0.22* (2.85)	0.55		Polynomgrad: 4 (ohne Bindg.)	
Summe der Koeff.	0.22* (2.85)	0.55	Periode	Koeff.	Beta- Koeff.
6. Var.	<i>g</i> ( <i>B</i> )		T - 0	0.17 (1.68)	0.35
Ohne polynomiale Restriktionen			T - 1	0.09 (0.98)	0.19
Periode	Koeff.	Beta- Koeff.	T - 2	0.02 (0.21)	0.03
T - 0	- 0.03 (- 0.19)	- 0,04	T - 3	0.02 (0.25)	0.04
T - 1	0.13 (0.71)	0.16	T - 4	0.10 (1.47)	0.21
T - 2	- 0.02 (- 0.14)	- 0.03	T - 5	0.16 (1.60)	0.33
T - 3	0.29* (2.04)	0.37	T - 6	0.01 (0.10)	0.02
Summe der Koeff.	0.36 (0.94)	0.46	Summe der Koeff.	0.56 (1.95)	1.17
			R*R ADJ.	0.26	
			R*R	0.53	
			F	1.97	
			F 1/F 2	13/23	
			SE	0.012392	
			DW	1.43	
			N	37	

Lag-Raum:  $\left. \begin{array}{l} F: 0-6 \\ B: 0-9 \\ Ex: 0-7 \end{array} \right\}$  verzögerte Perioden.

In diesem Lag-Raum besitzt die obige Regression minimalen Standardfehler.

**Tabelle II: Politikvergleich**

Regressionen relativer Veränderungen des Bruttosozialproduktes (zu laufenden Preisen) auf die relativen Veränderungen der Indikatoren für die Geldpolitik, die Fiskalpolitik und die Außenimpulse

(Initial-Stimulus (*F*) als Fiskalpolitikindikator, erweiterte Geldbasis (*B*) als Geldpolitikindikator, Exporte (*Ex*) als Außenimpulsindikator; Wachstumsraten (*g*); Polynome mit rechtsseitigen Endpunktrestrictionen = einfach gebunden)

Konst.	- 0.86 (- 0.72)				
2. Var.	0.53 (0.88)	} saisonale Dummy- Variablen		<i>Gleichung 2</i>	
3. Var.	- 0.01 (- 0.01)				
4. Var.	0.18 (0.32)				
5. Var.	<i>g</i> ( <i>F</i> )				
	Ohne polynomiale Restrictionen			7. Var.	<i>g</i> ( <i>Ex</i> )
					Polynomgrad: 4 (einfach geb.)
Periode	Koeff.	Beta- Koeff.	Periode	Koeff.	Beta- Koeff.
T - 0	0.23* (3.25)	0.57	T - 0	0.11 (1.34)	0.23
Summe der Koeff.	0.23* (3.25)	0.57	T - 1	0.07 (0.80)	0.15
6. Var.	<i>g</i> ( <i>B</i> )		T - 2	0.04 (0.63)	0.09
	Ohne polynomiale Restrictionen		T - 3	0.06 (0.70)	0.12
Periode	Koeff.	Beta- Koeff.	T - 4	0.10 (1.45)	0.20
T - 0	0.09 (0.63)	0.12	T - 5	0.11 (1.25)	0.23
T - 1	0.15 (0.86)	0.19	Summe der Koeff.	0.49 (1.81)	1.02
T - 2	0.08 (0.55)	0.10	R*R ADJ.	0.26	
T - 3	0.25 (1.86)	0.32	R*R	0.50	
Summe der Koeff.	0.56 1.67)	0.72	F	2.09	
			F 1/F 2	12/25	
			SE	0.0112251	
			DW	1.56	
			N	38	

Lag-Raum:  $\left. \begin{matrix} F: 0 - 6 \\ B: 0 - 9 \\ Ex: 0 - 7 \end{matrix} \right\}$  verzögerte Perioden.

In diesem Lag-Raum besitzt die obige Regression minimalen Standardfehler.

Tabelle III: Politikvergleich

Regressionen relativer Veränderungen des Bruttosozialproduktes (zu laufenden Preisen) auf die relativen Veränderungen der Indikatoren für die Geldpolitik, die Fiskalpolitik und die Außenimpulse

(Initial-Stimulus ( $F$ ) als Fiskalpolitikindikator, erweiterte Geldbasis ( $B$ ) als Geldpolitikindikator, Exporte ( $Ex$ ) als Außenimpulsindikator; Wachstumsraten ( $g$ ); Polynome mit zweiseitigen Endpunktrestriktionen = zweifach gebunden)

			<i>Gleichung 3</i>		
Konst.	- 0.83 (- 0.71)				
2. Var.	0.46 (0.80)	} saisonale Dummy- Variablen			
3. Var.	- 0.08 (- 0.14)				
4. Var.	0.18 (0.33)				
5. Var.	$g(F)$				
Ohne polynomiale Restriktionen			Polynomgrad: 4 (zweifach geb.)		
Periode	Koeff.	Beta- Koeff.	Periode	Koeff.	Beta- Koeff.
T - 0	0.26* (4.18)	0.64	T - 0	0.09 (1.22)	0.19
Summe der Koeff.	0.26* (4.18)	0.64	T - 1	0.08 (1.25)	0.16
6. Var.	$g(B)$		T - 2	0.05 (0.78)	0.11
			T - 3	0.06 (0.90)	0.12
Periode	Koeff.	Beta- Koeff.	T - 4	0.09 (1.50)	0.19
T - 0	0.13 (0.97)	0.16	T - 5	0.11 (1.39)	0.22
T - 1	0.06 (0.50)	0.08	Summe der Koeff.	0.47 (1.81)	0.99
T - 2	0.12 (0.94)	0.15	R*R ADJ.	0.30	
T - 3	0.24 (1.88)	0.31	R*R	0.49	
Summe der Koeff.	0.55 (1.67)	0.70	F	2.57	
			F 1/F 2	10/27	
			SE	0.01195	
			DW	1.60	
			N	38	

Lag-Raum:  $\left. \begin{array}{l} E: 0 - 6 \\ B: 0 - 9 \\ Ex: 0 - 7 \end{array} \right\}$  verzögerte Perioden.

In diesem Lag-Raum besitzt die obige Regression minimalen Standardfehler.

Tabelle IV: Politikvergleich

Regressionen relativer Veränderungen des Bruttosozialproduktes (zu laufenden Preisen) auf die relativen Veränderungen der Indikatoren für die Geldpolitik, die Fiskalpolitik und die Außenimpulse

(Staatsausgaben ( $E$ ) als Fiskalpolitikindikator, erweiterte Geldbasis ( $B$ ) als Geldpolitikindikator, Exporte ( $Ex$ ) als Außenimpulsindikator; Wachstumsraten ( $g$ ); Polynome ohne Endpunktrestriktionen = ohne Bindung)

			<i>Gleichung 4</i>		
Konst.	- 0.51 (- 0.42)				
2. Var.	0.40 (0.66)	}	7. Var. $g(Ex)$		
3. Var.	- 0.25 (- 0.42)		Polynomgrad: 4 (ohne Bindg.)		
4. Var.	0.15 (0.26)		Periode	Koeff.	Beta-Koeff.
5. Var.	$g(E)$		T - 0	0.18 (1.83)	0.37
	Ohne polynomiale Restriktionen				
Periode	Koeff.	Beta-Koeff.	T - 1	0.09 (1.02)	0.20
T - 0	0.25* (2.99)	0.57	T - 2	- 0.00 (- 0.01)	- 0.00
Summe der Koeff.	0.25* (2.99)	0.57	T - 3	- 0.00 (- 0.05)	- 0.01
6. Var.	$g(B)$		T - 4	0.08 (1.24)	0.17
	Ohne polynomiale Restriktionen		T - 5	0.16 (1.63)	0.33
Periode	Koeff.	Beta-Koeff.	T - 6	0.02 (0.23)	0.04
T - 0	- 0.05 (- 0.31)	- 0.07	Summe der Koeff.	0.53 (1.86)	1.10
T - 1	0.10 (0.58)	0.13	R*R ADJ.	0.28	
T - 2	- 0.02 (- 0.12)	- 0.03	R*R	0.54	
T - 3	0.30* (2.13)	0.39	F	2.07	
Summe der Koeff.	0.33 (0.88)	0.42	F 1/F 2	13/23	
			SE	0.0112234	
			DW	1.34	
			N	37	

Lag-Raum:  $\left. \begin{array}{l} E: 0-6 \\ B: 0-9 \\ Ex: 0-7 \end{array} \right\}$  verzögerte Perioden.

In diesem Lag-Raum besitzt die obige Regression minimalen Standardfehler.

Tabelle V: Politikvergleich

Regressionen relativer Veränderungen des Bruttosozialproduktes (zu laufenden Preisen) auf die relativen Veränderungen der Indikatoren für die Geldpolitik, die Fiskalpolitik und die Außenimpulse

(Initial-Stimulus ( $F$ ) als Fiskalpolitikindikator, Geldmenge ( $M$ ) als Geldpolitikindikator, Exporte ( $Ex$ ) als Außenimpulsindikator; Wachstumsraten ( $g$ ); Polynome ohne Endpunktrestrictionen = ohne Bindung)

			<i>Gleichung 5</i>		
Konst.	- 1.90 (- 1.78)				
2. Var.	0.83 (1.59)	} saisonale Dummy- Variablen	7. Var.	$g(Ex)$	
3. Var.	0.10 (0.19)		Polynomgrad: 4 (ohne Bindg.)		
4. Var.	0.52 (1.01)		Periode	Koeff.	Beta- Koeff.
5. Var.	$g(F)$		T - 0	- 0.00 (- 0.04)	- 0.01
	Ohne polynomiale Restriktionen		T - 1	0.10 (1.39)	0.21
Periode	Koeff.	Beta- Koeff.	T - 2	0.09 (1,61)	0.19
T - 0	0.17* (2.65)	0.41	T - 3	0.07 (1.19)	0.15
Summe der Koeff.	0.17 (2.65)	0.41	T - 4	0.09 (1.62)	0.20
6. Var.	$g(M)$		T - 5	0.14* (2.49)	0.29
	Ohne polynomiale Restriktionen		T - 6	0.12 (1.68)	0.26
Periode	Koeff.	Beta- Koeff.	T - 7	- 0.10 (- 1.21)	- 0.22
T - 0	- 0.08 (- 0.35)	- 0.07	Summe der Koeff.	0.51 (1.90)	1.07
T - 1	0.75* (3.40)	0.64	R*R ADJ.	0.46	
T - 2	0.16 (0.83)	0.14	R*R	0.66	
T - 3	0.30 (1.59)	0.26	F	3.34	
Summe der Koeff.	1.13* (3.18)	0.97	F 1/F 2	13/22	
			SE	0.010683	
			DW	1.84	
			N	36	

Lag-Raum:  $\left. \begin{array}{l} F: 0-6 \\ M: 0-9 \\ Ex: 0-7 \end{array} \right\}$  verzögerte Perioden.

In diesem Lag-Raum besitzt die obige Regression minimalen Standardfehler.

### Zusammenfassung

Die Hypothesen von *Andersen* und *Jordan*, daß die Wirkungen der Geldpolitik nicht nur stärker und schneller, sondern auch zuverlässiger auftreten als jene der Fiskalpolitik, konnten für die BRD der Jahre 1960 - 1970 nicht bestätigt werden. Im Gegensatz zu *Andersen* und *Jordan* sind in der BRD die Wirkungen der Fiskalpolitik auf die ökonomische Aktivität ungefähr gleich stark und gleichzeitig sowohl schneller (weniger verzögert) als auch zuverlässiger (besser vorhersagbar) als die Wirkungen der Geldpolitik. Die Staatsausgaben verdrängen und ersetzen auch nicht lediglich private Ausgaben, sondern führen per Saldo zu expansiven Wirkungen. Dabei geht die Untersuchung davon aus, daß die Wirkungen der Fiskalpolitik sich in weniger als zwei Jahren einstellen, während die Wirkungen der Geldpolitik nicht mehr als zweieinhalb Jahre benötigen. Aus der (größeren) außenwirtschaftlichen Abhängigkeit der BRD ergeben sich bisher vernachlässigte theoretische Ansatzpunkte zur Erklärung der von *Andersen* und *Jordan* abweichenden Resultate.

Die angewandte Methode ist die Regressionsanalyse einer Erklärungsgleichung für das Sozialprodukt, in der nicht nur sofortige, sondern auch verzögerte Wirkungen sowohl der Geld- als auch der Fiskalpolitik a priori möglich sind.

Die ökonometrische Schätzung der zeitlich verteilten Wirkungen bedient sich der sogenannten ALMON-Lag-Technik ohne und zu Vergleichszwecken auch mit Endpunktrestriktionen für Polynome 4. Grades. Gegenüber der Vorgehensweise von *Anderson* und *Jordan* gibt es eine Reihe von methodischen Unterschieden, die systematisch in einer Übersicht zusammengestellt sind. Hervorzuheben ist die Verwendung des Initial-Stimulus anstelle des Vollbeschäftigungsbudgetüberschusses als Indikator der fiskalpolitischen Impulse und der erweiterten Geldbasis anstelle der Geldmenge als Indikator der geldpolitischen Impulse. Um der starken außenwirtschaftlichen Abhängigkeit der BRD Rechnung zu tragen, wurden zusätzlich die Exporte als Maß für die Außenimpulse verwendet.

Aus mehreren Gründen sind Wachstumsraten der Beobachtungsreihen einfachen Veränderungen (ersten Differenzen) derselben vorzuziehen. Der Unterschied in den Ergebnissen mit und ohne Verwendung von Endpunktrestriktionen für Polynome ist vernachlässigbar.

Diese Resultate sind im Zusammenhang zu sehen mit Ergebnissen für die USA, von *Waud*, und für England von *Artis* und *Nobay*, welche die monetaristischen Hypothesen der hier untersuchten Art gleichfalls nicht bestätigen. Wirtschaftspolitische Empfehlungen für die BRD müssen also von empirischen Befunden ausgehen, die den monetaristischen Hypothesen widersprechen.

## Summary

### Fiscal Policy versus Monetary Policy On the question of their relative importance

The hypotheses of *Andersen* and *Jordan* that the effects of monetary policy make themselves felt, not only more strongly and more rapidly, but also more reliably than those of fiscal policy could not be confirmed for the FRG in 1960 - 1970. In contrast to the assertions of *Andersen* and *Jordan*, in the FRG the effects of fiscal policy on economic activity have been roughly equally strong and at the same time both more rapid (shorter lag) and more reliable (more predictable) than the effects of monetary policy.

Furthermore, government expenditures do not merely displace and supplant private expenditures, but result on balance in expansive effects.

The study proceeds from the argument that the effects of fiscal policy have an impact in less than two years, while the effects of monetary policy need no more than two and a half years. From the (greater) dependence of the FRG on foreign trade, the author derives hitherto neglected theoretical points of departure for explaining the deviation of results from those of *Andersen* and *Jordan*.

The method applied is regression analysis of an explanatory equation for the national product, in which not only immediate, but also lagged effects of both monetary and fiscal policy are possible a priori. For econometric estimation of the effects distributed over time, the so-called *Almon* lag technique is used without, and for the purpose of comparison also with, end-point restrictions for fourth-degree polynomials. Compared with the procedure of *Andersen* and *Jordan*, there is a series of methodological differences, which are listed in a systematic compilation. The use of the initial stimulus instead of the full-employment budget surplus as an indicator of fiscal policy impetus, and of the extended money base instead of the quantity of money as an indicator of monetary policy impetus deserves emphasis. To allow for the FRG's marked dependence on foreign trade, exports were also used as a measure of impulses from abroad.

For several reasons, growth rates of series of observations should be given preference over simple changes (first-order differences) in such series. The difference in the results with and without end-point restrictions for polynomials is negligible.

These conclusions must be considered in conjunction with the results obtained by *Waud* for the U. S. A. and by *Artis* and *Nobay* for Britain, which similarly do not confirm the monetaristic hypotheses of the type investigated in this study. Hence, economic-policy recommendations for the FRG must be based on empirical findings which contradict the monetaristic hypotheses.

## Résumé

### La politique fiscale opposée à la politique monétaire A propos de leur signification relative

Les hypothèses d'*Andersen* et de *Jordan*, selon lesquelles les effets de la politique monétaire sont non seulement plus puissants et plus prompts, mais aussi plus sûrs que ceux de la politique fiscale ne se sont pas vérifiées en Allemagne Fédérale pendant la décennie 1960 - 1970. Contrairement aux théories d'*Andersen* et de *Jordan*, l'on a constaté en Allemagne Fédérale que la politique fiscale agissait sur l'activité économique plus ou moins avec la même force, mais en revanche plus rapidement (délais raccourcis) et même plus sûrement (meilleures prévisions) que la politique monétaire.

Les dépenses publiques ne supplantent, ni ne remplacent simplement les dépenses privées, mais suscitent au bout du compte des effets d'expansion.

L'analyse se fonde en cela sur le point de départ suivant: les effets de la politique fiscale apparaissent moins de deux ans après l'adoption de mesures, tandis que ceux de la politique monétaire requièrent près de deux ans et demi. La dépendance (importante) de l'Allemagne Fédérale des économies extérieures fournit des éléments théoriques négligés qui peuvent expliquer ces résultats divergents de ceux annoncés par *Andersen* et *Jordan*.

La méthode utilisée est l'analyse de régression de l'équation explicative du Produit National Brut, qui est soumis à des effets immédiats, mais peut subir également des répercussion retardées a priori tant de la politique monétaire que fiscale.

L'évaluation économétrique des effets répartis dans le temps s'appuie sur la technique dite du délai d'*Almon*, à des fins ou non de comparaison, avec des restrictions à des points finaux pour le polynôme du 4<sup>e</sup> degré. Par rapport au système d'*Andersen* et de *Jordan*, l'on distingue une série de différences méthodiques, qui sont systématiquement rassemblées en un aperçu général. L'on souligne l'utilisation du stimulus initial au lieu de l'excédent budgétaire du plein emploi comme indicateur des impulsions de la politique fiscale et de la base monétaire élargie au lieu du volume monétaire comme indicateur des impulsions de la politique monétaire. Afin de tenir compte de la forte dépendance du pays de l'économie extérieure, l'on use complémentirement des exportations comme mesurer des impulsions de l'étranger.

Pour de multiples raisons, les taux d'expansion des séries d'observations sont à préférer aux modifications simples (premières différences) des mêmes séries. La différence de résultat lorsqu'on utilise ou non les restrictions à des points finaux pour polynômes est négligeable.

Ces résultats doivent être mis en parallèle avec ceux obtenus par *Waud* pour les Etats-Unis et par *Artis* et *Nobay* pour le Royaume-Uni, qui ne con-



firmement pas non plus les hypothèses monétaristes du type analysé dans la présente étude. Pour la République Fédérale, les recommandations de politique économique doivent par conséquent se fonder sur des constatations empiriques, qui contredisent les hypothèses monétaristes.