

Über Konjunkturprognosen auf der Grundlage einer monetären Schätzgleichung

Eine Fallstudie

Von Eirik Svindland, Berlin

I.

Wenn jemand behauptet, eine einfache makroökonomische Gleichung zu kennen, die Konjunkturprognosen mit hoher Trefferwahrscheinlichkeit ermöglicht, dann ist dies in zweifacher Hinsicht interessant. Zum einen wird die Erfüllung eines alten Traumes versprochen; gerade jetzt, anscheinend wieder auf der Kippe einer Konjunktur, würden manche Entscheidungsträger der Politik und der Wirtschaft viel bezahlen, um sicher zu wissen, wie die Konjunktur sich in dem kommenden Jahr – zumindest in den nächsten Monaten – entwickelt, und entsprechend viele Nationalökonomien wünschen, dieses Wissen anbieten zu können. Zum anderen konnte diese Gleichung ein bestimmtes Paradigma der Nationalökonomie als empirisch relevant ausweisen. Im Streit der Schulen um Anhänger, um Reputation und – nicht zuletzt – um Forschungsmittel wäre somit ein gewichtiges Argument aufgekommen.

Eine makroökonomische Schätzfunktion, die die Veränderung der realen Inlandsausgaben aus der Veränderung der Geldmenge ($M1$) und dem Preisauftrieb erklärt, stellte *Langfeldt* (1983, a) in dieser Zeitschrift vor. Er empfahl diese „Kieler-Gleichung“ als Ergänzung zu den traditionellen Verfahren zur Prognose der konjunkturellen Entwicklung: „Der Ansatz hat sich bisher insbesondere bei der Prognose konjunktureller Wendepunkte als nützlich erwiesen.“ (Langfeldt 1983 a, S. 205). Dasselbe bekundeten auch *Spinanger* und *Walter* (1983), die – übrigens – die publizierten Prognosen des Kieler Instituts als „intuitiv“ bezeichnen und angeben, diese von *Trapp* (1976) ermittelte Gleichung seit 1976 in ihrer Arbeit zu berücksichtigen.

In einem – ebenfalls in dieser Zeitschrift veröffentlichten – Kommentar äußerte *Roberts* (1983) eine Kritik an der Kieler-Gleichung, die von *Langfeldt* (1983, b) in allen drei wesentlichen Punkten zurückgewiesen wurde. Diese Punkte betreffen:

- a) die Übereinstimmung der geschätzten Gleichung mit der makroökonomischen, monetaristischen Theorie,
- b) die Stabilität der ermittelten, empirischen Beziehungen und
- c) *Robert's* Verwendung der geschätzten Gleichung als Grundlage für die Prognose der Folgen einer bestimmten zukünftigen Entwicklung des Geldvolumens.

Somit ist die folgende eingehende Diskussion der Kieler-Gleichung erforderlich.

Wir erörtern zunächst die theoretische Fundierung der Kieler-Gleichung. Danach wird der Zusammenhang zwischen der Theorie, den Daten, der eventuellen prognostischen Nutzung der Schätzergebnisse und dem gewählten Test des Prognoseansatzes dargelegt. Die empirische Evidenz ist das Thema des vierten Abschnitts. Ein besonderes Augenmerk richten wir auf den Zusammenhang zwischen Parameteränderungen und der Prognose von Wendepunkten – das zentrale Thema der kurz/mittelfristigen Wirtschaftsprognosen. Im letzten Abschnitt werden Elemente des Textes zusammengefaßt und daraus einige grundsätzliche Schlußfolgerungen hinsichtlich der Streitfragen a) - c) gezogen.

II. Eine theoretische Fundierung und geldpolitische Deutung der Schätzgleichung

Folgende Spezifikation der Schätzgleichung wurde von *Trapp* (1976, S. 120) übernommen:

$$(1) \quad \Delta y_t = a_0 + b_0 \Delta M_t + b_1 \Delta M_{t-1} + b_2 \Delta M_{t-2} \\ + c_0 \Delta P_t + c_1 \Delta P_{t-1} + c_2 \Delta P_{t-2}$$

Hierbei haben die Symbole folgende Bedeutung:

y = reale Inlandsausgaben (reales Bruttosozialprodukt minus reale Exporte plus reale Importe)

M = Geldmenge $M1$ (Bargeld plus Sichteinlagen)

P = Deflator der Inlandsausgaben

Δ = Zuwachsraten der Variablen, errechnet als erste Differenzen der Logarithmen

(*Langfeldt*, 1983a, S. 206). Die Zeit, t , wird in „Perioden“ von einer zunächst nicht festgelegten Länge gemessen. Um die Analyse zu vereinfachen, wird in einem Falle auf infinitesimale Änderungen stetiger Funktio-

nen der Zeit Bezug genommen, anstatt auf Änderungen Δ im Vergleich zweier Perioden.

An der angegebenen Stelle wird (1) von *Trapp* als „dynamische Version“ des einfachen quantitätstheoretischen Modells

$$(2) \quad y_t = \frac{1}{k'_t} \frac{M_t}{P_t}$$

bezeichnet. Der Koeffizient k' ist ein variables Merkmal der Geldnachfrage, das schon *Pigou* (1917) mit Zahlungsgewohnheiten und -technik, Unsicherheiten, Opportunitätskosten der Kassenhaltung (Zinsen) etc. erklärte. Als Ursachen für k' -Änderungen erwähnt *Trapp* (1976, S. 10) auch die indirekten Effekte der Geldmengenentwicklung auf die Nachfrage, die via Zins-effekte in der Form von einer „verzögerten Anpassung der Nominalzinsen an die Preisniveauentwicklung (*Fisher*) oder durch Unterschiede zwischen dem Bankzins und dem natürlichen Zins (*Wicksell*) ausgelöst werden, ...“.

Als dynamische Version von (2) kommt

$$(3) \quad y_t = \frac{1}{k(\cdot)} \left(\frac{M}{P} \right)_t^{b_0} \left(\frac{M}{P} \right)_{t-1}^{b_1} \left(\frac{M}{P} \right)_{t-2}^{b_2}$$

in Frage. Daraus folgt aber nicht (1) sondern eine Gleichung, die kein konstantes Glied (a_0) oder gegebenenfalls eine Variable $\Delta \log \left(\frac{1}{k'} \right)$ enthält. Außerdem liegt eine in (1) nicht enthaltene Restriktion auf die Parameter b_1 und c_i ($i = 0, 1, 2$) vor. Das Ergebnis einer Schätzung, die diese Restriktion nicht einhält, kann zwar auf elementarer Weise in eine Gleichung wie (3) umgeformt werden, aber dabei bleiben „Reste“ übrig, die *Langfeldt* und *Trapp* (1982) als zusätzliche Variablen, $\left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right)$ und/oder $\left(\frac{P_{t-1}}{P_{t-2}} \right)$, gedeutet haben.

Alle makroökonomischen Modelle, die sich auf die log-lineare Funktion

$$(4) \quad \log y_t = B (\log M_t, \log M_{t-1}, \log M_{t-2}, \log P_t, \log P_{t-1}, \log P_{t-2})$$

reduzieren lassen, kommen als Begründung für (1) nicht in Frage, da eine eventuell vorhandene Konstante B_0 verschwindet und keine dazu kommen kann, wenn

$$(5) \quad \Delta \log y_t = b (\Delta \log M_t, \dots, \Delta \log P_{t-2})$$

aus zwei aufeinanderfolgenden Beobachtungen von (4) gebildet wird.

Da *Langfeldt* (1983, b) die von *Roberts* (1983, S. 221) gestellte Frage, „ob das monetaristische Modell, auf das er (*Langfeldt*) sich beruft, nicht zwingend eine Spezifikation ohne konstantes Stück vorschreibt“ zurückwies, suchen wir nach einer Begründung von (1), die zwar nicht mit *Trapps* Beschreibung aber mit seinem übrigen Text übereinstimmt. Unser Ansatz ist die folgende Behauptung von *Langfeldt* (1983 b, S. 528): „Lediglich die konjunkturellen Variationen können von Veränderungen der realen Geldmengenenexpansion erklärt werden.“ Diese Hypothese ist für die sogenannte „neue klassische Konjunkturtheorie“ charakteristisch, wenn man hinzufügt, daß es sich um unerwartete Veränderungen handelt. Ohne diese Ergänzung und ohne den expliziten Bezug zu Konjunkturen liegt eine Version des Monetarismus vor, die man – ideengeschichtlich – als Zwischenstation auf dem Wege aus *Friedmans* Quantitätstheorie auffassen kann. Auf dieser Zwischenstation befand *Trapp* sich in 1976; Auffassungen von *Brunner* und *Meltzer* (1971, 1972, 1974) sowie *Brunner* (1970) werden von ihm als begründete Fortschritte gegenüber den grundlegenden Arbeiten von *Friedman* (z.B.: 1956, 1958, 1969) sowie *Friedman* und *Schwarz* (1963) bezeichnet. Auch die Zusammenfassung und Interpretation seiner Ergebnisse entspricht dieser Version des Monetarismus.

Mehrere exogene Impulse wirken gleichzeitig auf die Wirtschaft. Deshalb führen wir die Impulshypothese als

$$(6) \quad \frac{d^2 \log y(t)}{dt^2} = f_1 \frac{d^2 \log M(t)}{dt^2} + f_2 \frac{d^2 \log X(t)}{dt^2}$$

ein. Das heißt: die Änderung der Änderungsrate von $y(t)$, also die Beschleunigung oder Verzögerung der $y(t)$ -Entwicklung, wird als gewogenes Mittel der entsprechenden Änderungen von $M(t)$ und $X(t)$ aufgefaßt. In der Variable $X(t)$ sind die „sonstigen Einflüsse“ auf die realen Ausgaben zusammengefaßt. f_1 und f_2 sind die Gewichte der impulsgebenden Variablen.

Aus einer über die Zeit (t) durchgeführten Integration von (6) erhalten wir:

$$(7) \quad \frac{d \log y(t)}{dt} = C + f_1 \frac{d \log M(t)}{dt} + f_2 \frac{d \log P(t)}{dt}$$

C ist eine Integrationskonstante, die das Rätsel des konstanten Gliedes in der Regressionsgleichung (1) löst, wenn auch (7) zur Impulshypothese zählt. Das Argument dafür ist, daß der empfundene relative Effekt einer bestimmten Beschleunigung, wie $\frac{d^2 \log M(t)}{dt^2}$, vom Niveau der gleichzeitigen Geschwindigkeit $\frac{d \log M(t)}{dt}$ abhängt.

Um die Regressionsgleichung (1) als Integral einer Impulshypothese zu erhalten, muß ein anderer Ansatz als (6) gewählt werden; wahrscheinlich ist ein System von Impulsgleichungen erforderlich, das zur benötigten Gleichung reduziert werden kann. Da diese Aufgabe sicherlich lösbar ist, behaupten wir – als Ergebnis –, daß die Kieler-Gleichung im Einklang mit monetaristischer Theorie ist.

Ein wesentliches Element der monetaristischen Impulshypothese ist, daß die Impulse und ihre Effekte als Realisationen eines stationären stochastischen Prozesses aufgefaßt werden. Daran knüpft die Erwartung, daß diejenigen Parameter des Prozesses im Zeitverlauf schwanken, die wir in einer gesamtwirtschaftlichen, aggregierten Betrachtung empirisch feststellen können. Konstante Parameter sind aber als Grenzfall nicht ausgeschlossen. Daher könnten wir den empirischen Befund als Evidenz gegen die klassische Quantitätstheorie auslegen, wenn wir an langen Zeitreihen vernachlässigbare Schwankungen der Regressionskonstante feststellen. Ansonsten bietet die Schätzgleichung keine Möglichkeit, zwischen der Quantitätstheorie und der Impulshypothese zu diskriminieren. Denn hinsichtlich der Koeffizienten der Schätzgleichung liegen keine Erwartungen vor, die einander widersprechen. Hinsichtlich der charakteristischen Variabilität von Koeffizienten wird üblicherweise angenommen, daß Vorzeichenwechsel – also qualitative Änderungen der Impulseffekte – nicht vorkommen.

Der wesentliche Unterschied zwischen der Impulshypothese und der Quantitätsgleichung – daß nicht die Geldmengenänderungen als solche sondern nur die Änderungen der Geschwindigkeit des Geldmengenwachstums Effekte auf die Entwicklung der realen Inlandsausgaben haben – schließt den Gebrauch der Prognosegleichung (1) aus, den *Roberts* (1983) ausprobierte; er berechnete langfristige Wachstumspfade der Ausgaben als Implikationen verschiedener gleichbleibender Änderungsraten des Geldvolumens und des Preisniveaus. Aus der Sicht eines politischen Entscheidungsträgers, der die monetaristische Abneigung gegen konjunkturelle Geldpolitik nicht teilt, kommt die Prognosegleichung dennoch als Hilfsmittel in Frage. Nämlich, als Grundlage für *kurzfristige* Prognosen wenn eine Änderung $d \log M_t - d \log M_{t-1}$ als Reaktion auf einen Inflationsimpuls und/oder wegen einer unerwünschten y -Entwicklung diskutiert wird. Diese Verwendung würde, ebenso wie das Konzept einer antizyklischen Geldpolitik, auf der Vermutung einer kurzen Wirkungsverzögerung der Geldpolitik beruhen. Durch die Dauer dieser Wirkungsverzögerung wird die Frage nach der Dauer der theoretisch relevanten Perioden t , $t-1$ und $t-2$ beantwortet, die uns nun als nächstes Thema interessiert.

III. Grundlagen des empirischen Tests

Trapp (1976) untersuchte:

- a) für verschiedene Längen des Lags bzw. Leads wie Trendabweichungen von realer Geldmenge (M_1/P) und von inländischen Ausgaben (in Preisen von 1962) während vier Perioden (1954 - 1973, 1954 - 1968, 1960 - 1973 und 1958 - 1969) miteinander korrelierten,
- b) multiple Regressionen, die mit vierteljährlichen Daten für die Jahre 1955 - 1973 – als Zuwachsraten gegenüber dem Vorjahresquartal – berechnet wurden,
- c) multiple Regressionen, die mit jährlichen Daten (Zuwachsraten) für die Jahre 1952 - 1973, berechnet wurden.

Ein Merkmal seiner Kreuz-Korrelogramme (a) hebt er hervor: „Die höchsten Korrelationskoeffizienten ergeben sich, wenn die Geldmengenentwicklung den realen Ausgaben um zwei bis drei Quartale vorausseilt. Allerdings wird die Höhe der Korrelationskoeffizienten wiederum stark durch die Abgrenzung des Untersuchungszeitraums beeinflusst“ (*Trapp*, S. 109). Unerwähnt bleibt, daß die berechneten Korrelationskoeffizienten ein Minimum erreichen, wenn die inländischen Ausgaben der Geldmengenentwicklung um fünf bis sechs Quartale vorausseilten, und daß diese negativen Koeffizienten dem Betrage nach sogar etwas größer sind als im Maximum. Die vergleichsweise guten Ergebnisse mit Jahresdaten (c) könnten mit der Existenz der zwei Extremwerte in den Kreuz-Korrelogrammen zusammenhängen. Denn im Falle eines gleichmäßigen Konjunkturzyklus, der vier Jahre dauert, würden die beiden relevanten Geldbeobachtungen um 180° auseinander liegen. Die Abbildung 1 illustriert dies.

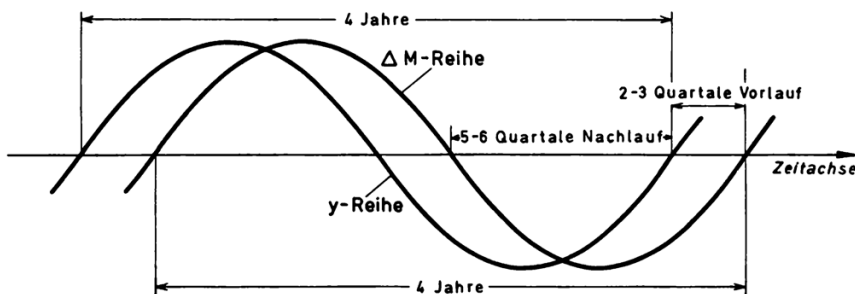


Abb. 1

DIW 84

Die Kurvenverläufe in dieser Abbildung 1 implizieren eine positive Korrelation der Jahresdaten für ΔM_t und Δy_t , eine negative Korrelation zwischen ΔM_{t-2} und Δy_t und eine im Vorzeichen unbestimmte Korrelation zwischen ΔM_{t-1} und Δy_t , die durch einen Regressionskoeffizienten gekennzeichnet ist, der dem Betrage nach kleiner ist als in der Kombination von ΔM_t und Δy_t . *Trapp* ermittelte die Gleichung:

$$\begin{aligned}
 (8) \quad \Delta y_t = & 0,026 + 0,522 \Delta M_t + 0,319 \Delta M_{t-1} - 0,219 \Delta M_{t-2} \\
 & (3,05)^* \quad (1,48) \quad (1,12) \\
 & + 0,977 \Delta P_t - 1,957 \Delta P_{t-1} + 0,135 \Delta P_{t-2} \\
 & (3,10)^* \quad (5,27)^* \quad (0,49) \\
 R^2 = & 0,8153 \quad DW = 2,17 \\
 & (9,57)^*
 \end{aligned}$$

Unter den geschätzten Koeffizienten sind in Klammern die *t*-Test- bzw. die *F*-Testwerte angegeben. Mit * gekennzeichnete Werte sind statistisch gesichert bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 vH. Die Vorzeichen der Regressionskoeffizienten der Preisentwicklung (ΔP) könnten ebenfalls auf simultanen Vor- und Nachlaufbeziehungen zu den Ausgaben beruhen.

Auch *Langfeldt* (1983) argumentiert zunächst mit Kreuz-Korrelogrammen. Für seine Berechnungen wurden gleitende Dreiquartalsdurchschnitte der Veränderungsraten gegenüber dem Vorquartal (!) verwendet. Die Ergebnisse entsprechen dem Befund von *Trapp*: Der Vorlauf der „nominalen“ sowie der „realen“ Geldmenge „beträgt nach wie vor rd. 2 Quartale“ (*Langfeldt*, S. 206/208). Allerdings zeigen die Kreuz-Korrelogramme das Minimum des Korrelationskoeffizienten für einen auf 3 - 4 Quartale verkürzten Vorlauf der realen Inlandsausgaben an. Die Größe des jeweils höchsten bzw. niedrigsten (negativen) Koeffizienten hängt nach wie vor von der Abgrenzung des Untersuchungszeitraums ab. Durch seinen Bezug auf die Perioden 1963/III - 1978/IV, 1965/III - 1978/IV, 1967/III - 1978/IV und 1969/III - 1978/IV wird Neugierde erweckt. Warum werden Untersuchungszeiträume verglichen, die alle an demselben Zeitpunkt enden? Warum wird nicht derselbe Zeitraum untersucht, wie im Falle seiner folgenden Schätzung der Kieler-Gleichung (Jahresdaten für den Zeitraum 1957 - 1980)?

$$\begin{aligned}
 (9) \quad \Delta y_t = & 0,033 + 0,470 \Delta M_t + 0,311 \Delta M_{t-1} - 0,275 \Delta M_{t-2} \\
 & (2,10) \quad (4,40) \quad (2,68) \quad (2,56) \\
 & + 0,923 \Delta P_t - 1,831 \Delta P_{t-1} + 0,029 \Delta P_{t-2} \\
 & (3,80) \quad (5,33) \quad (0,11) \\
 \bar{R}^2 = & 0,8034, \quad F = 16,66, \quad DW = 1,83, \quad SEE = 0,0127
 \end{aligned}$$

Hängt der Unterschied der Zeiträume mit dem Verzicht auf die Präsentation einer entsprechenden Schätzung mit vierteljährlichen Daten zusammen? *Trapp* hatte ein vergleichsweise schlechtes Ergebnis ($r^2 = 0,4137$) in seiner Rechnung mit Änderungsraten gegenüber dem Vorjahresquartal erzielt. Auch bei *Spinanger* und *Walter* (1983) finden wir keine Antwort auf diese Fragen. Sie verweisen lediglich auf *Langfeldt* als Quelle der wiedergegebenen Gleichung (9).

Der Prognoseansatz sollte sowohl mit monetaristischer Theorie als auch mit empirischem Wissen über Wirkungsweisen und Wirkungsverzögerungen von monetären Impulsen begründet werden. Deshalb müßte unsere Prognosegleichung diejenigen Lag-Längen berücksichtigen, die als Ergebnisse der Kreuz-Korrelogramme uns vorgegeben sind – Quartale, nicht Jahre wären demnach relevante Zeiteinheiten der Prognosegleichung. Hinsichtlich anderer Zeiteinheiten liegt der Gedanke sehr nahe, daß man jene Fortschreibungen von typischen „Bewegungsbildern“ und „Bewegungsfolgen“ im Wirtschaftsverlauf betreiben würde, die *Wagemann* (1928) „Symptomatik“ nannte – eine Prognosemethode, die sehr beachtet wurde, bis sie im Ernstfall, in der Weltwirtschaftskrise Anfang der 30er Jahre, versagte und in Mißkredit geriet. Zuvor hatte *Wagemann* selbst den Grund für das prognostische Versagen der Symptomatik „diagnostiziert“: „Für eine Konjunkturdiagnose ist die Beachtung gerade der Abweichungen zuweilen wichtiger als die Feststellung des „normalen“ Bewegungsverlaufs. Mit aus diesen Abweichungen läßt sich bis zu einem gewissen Grade erschließen, wie sich die Konjunktur weiter fortsetzen dürfte – sofern überhaupt eine Prognose möglich ist“ (*Wagemann*, 1928, S. 142). Aber Abweichungen enthalten – als solche – keine Informationen über ihre weitere Entwicklung, wenn das Prognoseverfahren keine Fundierung in Hypothesen über Ursachen und Wirkungen hat, sondern lediglich auf einer Beobachtung von Verlaufsmustern beruht; das Verfahren vermittelt dann keine Antwort auf die Frage, ob die Abweichungen einen wesentlichen Bruch des Verlaufsmusters einleiten. Diese methodische Schwäche des Prognoseansatzes erschwert auch die Beurteilung seiner Nützlichkeit; man kann ihn nicht, wie eine Hypothese, falsifizieren, sondern ihn lediglich am Grade der Regelmäßigkeiten in den erlebten Vorgängen beurteilen und den „Befund“ induktiv – als Rezept für lebenskluges Verhalten – nutzen.

Da wir uns nicht nur um theoretisch begründete Prognosen kümmern, sondern die Eigenschaften der Kieler-Gleichung als Prognoseinstrument untersuchen, stehen drei Versionen der Gleichung zur Diskussion:

- die Impulshypothese mit vierteljährlichen Daten im Vorquartalsvergleich,

- die Impulshypothese mit vierteljährlichen Daten im Vorjahresvergleich und
- die Rechnung mit Jahresdaten.

Im Hinblick auf die prognostische Beurteilung dieser Versionen ist es wesentlich, ob so große rapide Änderungen der Parameter der Kieler-Gleichung vorkamen, daß eine Fortschreibung des – jeweils – zuletzt ermittelten rückblickenden Durchschnitts eklatante Fehlprognosen zur Folge gehabt hätte? Denn solche Fehlprognosen würden Skepsis gegen entsprechende zukünftige Prognosen erzeugen. Deshalb ist es in einem empirischen Test des Prognoseansatzes wichtig zu beachten, daß zwei Methoden seiner Nutzung in Frage kommen. Die erste besteht darin, daß neu hinzugekommene Informationen in einer Neuberechnung der Schätz-Gleichung mit allen bisher verwendeten Daten verknüpft werden – das Schätzintervall wird also ständig länger. Die zweite Methode ist, das Schätzintervall zu verschieben – wenn die Daten einer neuen Periode dazukommen, wird also eine Periode am anderen Ende des Schätzintervalls gestrichen. Im Falle einer langfristigen Strukturkonstanz ist die erste Methode zweckmäßig, weil die gewonnenen Vorstellungen von den Strukturparametern besser gesichert werden, wenn die Zahl der Beobachtungen wächst: Im Hinblick auf die Prognosen sind die Schätzintervallverschiebungen – umgekehrt – um so notwendiger, je ausgeprägter die Strukturänderungen im Zeitverlauf sind. Mit zunehmender Geschwindigkeit der Änderungen müßte außerdem das Schätzintervall verkürzt werden, um die Prognosefähigkeit aufrechtzuerhalten. Folglich gibt es eine kritische Geschwindigkeit. Wenn sie überschritten wird, kann der Prognoseansatz nicht mehr verwendet werden, weil die Parameter aufgrund des Mangels an Beobachtungen nicht geschätzt werden können. Deshalb gilt: Fortschreibungen von Strukturen versagen völlig als Prognosen, wenn besonders ausgeprägte Abweichungen vom bisherigen Verlaufsmuster eintreten – also gerade dann, wenn die Prognosefähigkeit besonders gefragt ist.

Trapp (1976) und *Langfeldt* (1983, a) haben mit ganz langen Schätzintervallen gearbeitet. Über Experimente mit Intervallverschiebungen berichten sie nicht.

Die Testergebnisse hängen maßgeblich von der gewählten Prognoseaufgabe ab. *Spinanger* und *Walter* (1983, S. 3) beschreiben ihr Prognoseproblem als "... the attempt to get hold of a view for the coming quarters, the next year or at maximum the next cyclical turning point ... In continental Europe the standard is to forecast for the current or – at most – for the coming year (in year-over-year numbers)". Deshalb nutzen wir die Jahresdaten-Gleichung – gedanklich am Ende des Jahres (t) für $\Delta \log y_{t+1}$ -Proгно-

sen. Dafür werden in der Praxis zwei weitere Prognosen $\Delta \log M_{t+1}$ und $\Delta \log P_{t+1}$ als Vorgaben benötigt. Wir testen jedoch nur das Prognoseverfahren und sehen deshalb von falschen Vorgaben ab; an der Stelle von $E \Delta \log M_{t+1}$ und $E \Delta \log P_{t+1}$ setzen wir die Beobachtungen $\Delta \log M_{t+1}$ und $\Delta \log P_{t+1}$ ein.

Für die Beurteilung der Quartalsdaten-Gleichungen kommen Jahresprognosen nicht in Frage. Solche Prognosen – vier Quartale im voraus – würden ausschließlich auf prognostizierten Werten der erklärenden Variable beruhen. Damit wäre dem Prognoseansatz jener Vorteil beraubt, „that the explanatory variables are known with certainty or can be easily predicted“ (Spinanger und Walter, 1983, S. 6). Deshalb gehen wir von der folgenden Annahme aus: Wenn mit Bezug auf das Quartal t eine Prognose für $t+1$ formuliert wird, dann kommt eine Quartalsdaten-Gleichung zur Anwendung, die man am Anfang von t mit Daten für einschließlich $t-1$ hätte schätzen können. Denn die Unsicherheit der ersten Meldungen über die Entwicklung der erklärenden Variablen während t ist zu groß, um sofort eine Revision der Prognosegleichung zu motivieren. Das Problem der verhältnismäßig großen Variabilität der vierteljährlichen Änderungsraten – infolge Sondereinflüssen – wird mittels der Bildung asymmetrisch gleitender Durchschnitte dreier Quartale gemildert. Durch die Benutzung solcher Indikatoren für empfundene „permanente“ Impulse, die Reaktionen der Wirtschaftseinheiten motivieren könnten, behalten wir überdies die Konsistenz zu den Kreuz-Korrelogrammen in Langfeldts Untersuchung bei.

Da die Impulshypothese, so wie sie hier eingeführt worden ist, sich nur auf eine bestimmte Situation bezieht und keineswegs impliziert, daß die Gewichte der impulsgebenden Variable im Zeitverlauf gleich bleiben (Strukturkonstanz), und da wir Daten der letzten 25 Jahre der Bundesrepublik Deutschland berücksichtigen, die beachtliche Wandlungen – der Produktionsstruktur, der Verwendungsstruktur, der Konsumgüter, der wirtschaftspolitischen Problematik, der Fiskal-, Geld- und Währungspolitik, des sozialen Klimas, der Zuversicht der Bürger usw. repräsentieren, wollen wir im Test der Kieler-Gleichung nicht a priori Strukturkonstanz unterstellen; sie sollte gegebenenfalls als Ergebnis der Untersuchung ermittelt werden. Somit ist die Anwendung von ökonometrischen Methoden ausgeschlossen, die voraussetzen, daß die Wahrscheinlichkeitsverteilungen gleich bleiben bzw. sich einem einfachen Entwicklungsgesetz entsprechend wandeln. Wir verzichten also auf das übliche ökonometrische Instrumentarium, das seit den Pionierarbeiten von unter anderen Haavelmo (1944) wahrscheinlichkeits-theoretisch ausgerichtet ist. Unsere OLS-Schätzungen beruhen auf ihrer ursprünglichen inzwischen wieder – z.B. von Mosteller und Tukey

(1977) – propagierten Deutung als Berechnungen von repräsentativen Durchschnitten, wobei das Rechenverfahren bestimmt, in welcher Weise das Ergebnis repräsentativ ist und der berechnete Korrelationskoeffizient ist das Maß für die parametrische Ähnlichkeit der Fälle.

IV. Ergebnisse

1. Quartalsdatengleichung im Vorquartalsvergleich

Unsere Gleichung wurde zuerst für die Periode 1961, II - 1966, I geschätzt. Aus den anschließenden sukzessiven Verlängerungen des Schätzintervalls (zuletzt 1961, II - 1984, II) erhielten wir Prognoseergebnisse, die in der oberen Hälfte der Abbildung 2 eingezeichnet sind.

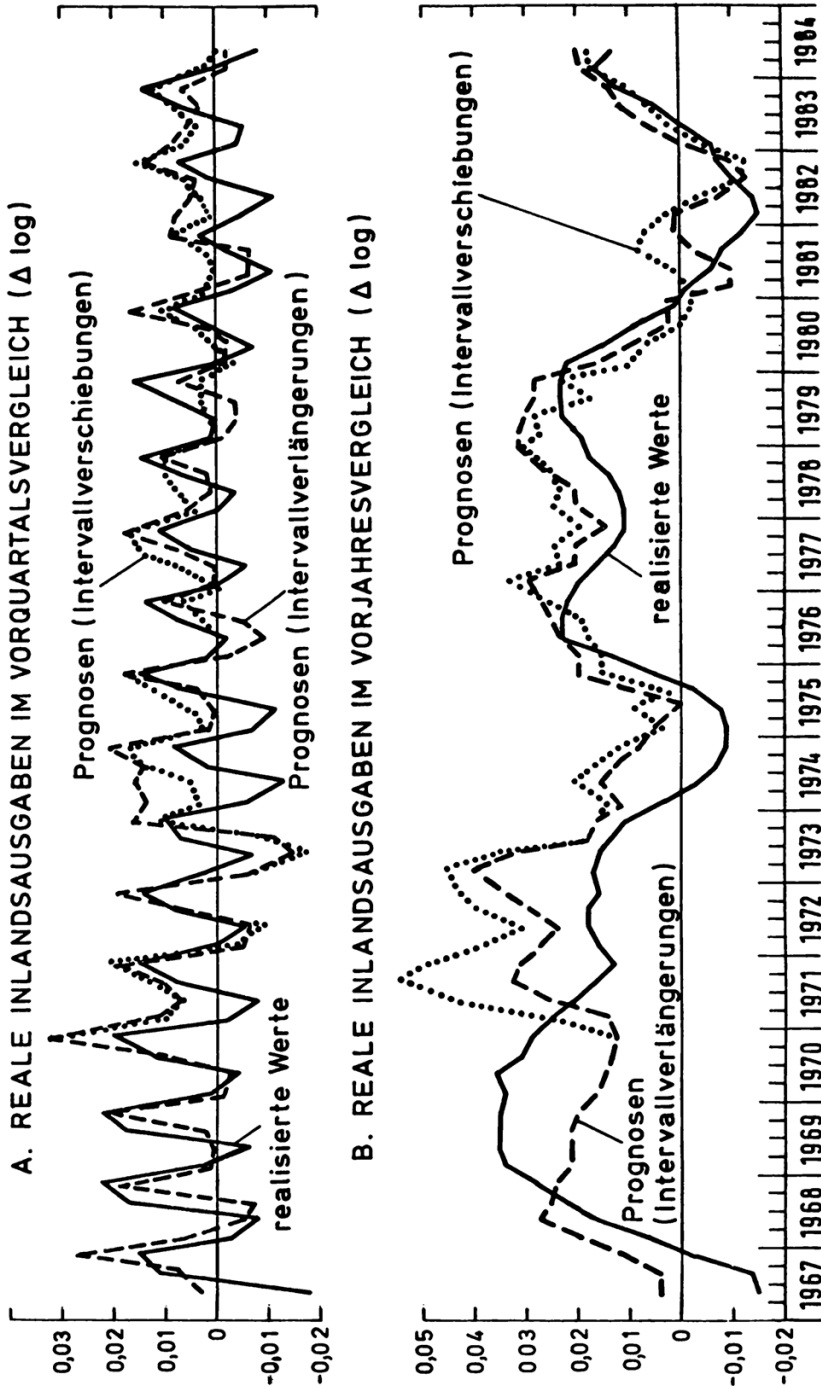
Als Kompromiß zwischen minimaler und maximaler Länge des möglichen Schätzintervalls wurden die Experimente mit Intervallverschiebungen mit der Neunjahresperiode 1961, II - 1970, II begonnen und mit dem Intervall 1975, II - 1984, II beendet. Auch die Prognoseergebnisse dieser Gleichungen sind in der Abbildung 2 wiedergegeben.

Die Abbildung 2 zeigt, daß anscheinend die besseren Prognosen auf Intervallverschiebungen beruhen. Besonders auffallend ist, wie diese Prognosen alle Schwankungen der realisierten Werte mitmachen und alle oberen Wendepunkte genau treffen. Allerdings zeigt unsere Abbildung auch, daß Prognosen auf der Grundlage dieser Version der Kieler-Gleichung in jedem Jahr stereotyp dieselben gewesen wären – z.B. einen Abschwung vom vierten zum ersten Quartal. Denn im Vorquartalsvergleich dominieren nicht Konjunkturschwankungen, sondern saisonale Jahreszyklen.

Die Unterschiede zwischen den beiden Formen von Prognoseergebnissen beruhen auf Strukturänderungen, die in der Übersicht 1 deutlich und in mehrfacher Weise erfaßt sind. Ein Viertel der Schätzungen – jeweils Parameterkonstellationen, die man am Anfang eines Jahres ermittelt hätte sowie die beiden Prüfmaße Bestimmtheitsmaß (R^2) und der Autokorrelationskoeffizient der Residuen – sind in dieser Übersicht enthalten.

Im oberen Teil der Übersicht, in den Ergebnissen auf der Grundlage von Schätzperioden-Verlängerungen, gibt es anscheinend zwei Strukturbrüche. Der erste trat am Anfang unserer Berichtsperiode ein: 1966/67, in der ersten großen Konjunkturflaute des deutschen „Wirtschaftswunders“ wich die Korrelation zwischen Δy_t und den „erklärenden“ Variablen anscheinend so stark vom bisherigen Verlauf ab, daß Regressionskoeffizienten sogar in der Durchschnittsbetrachtung (zurück zu 1961, II) wesentlich verändert wur-

ERGEBNISSE DER QUARTALS DATENGLEICHUNG *



* Realisierte Werte als gleitende 3-Quartalsdurchschnitte wiedergegeben.

Abb. 2

DIW 84

den. Der zweite Bruch – zunächst eher ein Einbruch 1973 – betrifft die Effekte der Preisvariablen. Anscheinend handelt es sich um Merkmale der kurzfristigen deutschen Inflationsprobleme am Anfang der 70er Jahre. Die Bremsung dieser Inflation und die spätere Stagnation in der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung waren mit so einschneidenden Wandlungen der deutschen Wirtschaft verbunden, daß die Parameter der Variablen ΔP_t und ΔP_{t-1} ihr Vorzeichen änderten. Bemerkenswert sind die trendmäßigen Entwicklungen der Parameter sowie die numerischen Unterschiede zwischen diesen Schätzungen und den entsprechenden Ergebnissen für verschobene Schätzintervalle, die in der unteren Hälfte der Übersicht stehen. Im letzten Teil der Ergebnisse fällt auch die Symmetrie der Verlagerungen von den Erklärungsanteilen von ΔM_t und ΔP_t sowie ΔM_{t-1} und ΔP_{t-1} auf, wobei das Schätzintervall 1968, I - 1977, I den Wendepunkt der erfaßten umschlagenden Parameterentwicklungen darstellt. Das bestätigt den zuvor gewonnenen Eindruck, daß die Variablen in der ersten Hälfte der 70er Jahre wesentlich anders verbunden waren als zuvor. Die Entwicklungen nach dem Wendepunkt zeigen überdies einen Zusammenhang zwischen den empirischen Parametern und der jeweiligen Kombination aus Inflation, Konjunktur und Wachstum an, der in Schätzungen mit langen Zeitreihen verdeckt ist und zu mißweisenden, verzögerten Parameteränderungen führen kann, wenn das Schätzintervall verlängert wird.

Auch die geschätzten „Konstanten“ und die ermittelten Prüfmaße (R^2 sowie Autokorrelation der Residuen) zeigen beispielhaft, wie die Ergebnisse aufgrund der Wahl verschiedener Schätzperioden unterschiedlich ausfallen.

- Die Gleichung für das längste der Schätzintervalle würde man sofort aufgrund des niedrigen R^2 ad acta legen. Eine andere Schätzung, die nur bis 1975, I zurückgeht, wird dagegen als interessant, gegebenenfalls ergänzungsbedürftig, empfunden.
- Im Falle der Verlängerungen des Schätzintervalls zeigt die Entwicklung des Prüfmaßes R^2 eine Fehlspezifikation an, die man vielleicht durch eine einfache Ergänzung beheben könnte. Die entsprechenden R^2 für verschobene Schätzintervalle befinden sich dagegen alle auf einem relativ gleichbleibenden hohen Niveau. Das läßt die Interpretation der ermittelten Parameteränderungen zu, daß es sich um Variationen innerhalb des Rahmens eines langfristig stationären, stochastischen Prozesses handelt.
- Innerhalb der Reihe der Ergebnisse für Schätzintervall-Verlängerungen stellen die ersten der berechneten „Konstanten“ (a) und die Autokorrelationen der Residuen (AKR) Ausreißer dar. Man könnte sie dem Mangel an Beobachtungen zuschreiben. Denn das Niveau und die Variabilität der ermittelten „ a “ und AKR sind ansonsten so niedrig, daß sie keine große

Übersicht 1

Ausgewählte Schätzungen der Quartalsgleichung im Vorquartalsvergleich

A. Verlängerungen des Schätzintervalls

Schätz- intervall	Konstante a	Parameter von ΔM_{t-1}			Parameter von ΔP_{t-1}			Prüfmaße	
		b_0	b_1	b_2	c_0	c_1	c_2	R^2	AKR ¹⁾
1961 II - 1966 I	0,0129	1,1601	-2,0251	-1,0781	1,0824	0,9226	0,9139	0,7884	0,1777
1961 II - 1967 I	0,0043	1,6166	-1,0033	-1,1123	0,8479	0,1914	0,2603	0,6618	-0,0426
1961 II - 1968 I	0,0005	1,5290	-0,6052	-1,1731	0,9629	0,3834	0,1668	0,6178	0,0298
1961 II - 1969 I	0,0029	1,4503	-0,5764	-1,2612	0,6547	0,3523	0,3436	0,5640	0,1082
1961 II - 1970 I	0,0037	1,4189	-0,5347	-1,3924	0,5791	0,4714	0,4548	0,5688	0,1458
1961 II - 1971 I	0,0045	1,3067	-0,5234	-1,2447	0,4245	0,2494	0,3639	0,5559	0,1471
1961 II - 1972 I	0,0060	1,2253	-0,4311	-1,3052	0,2968	0,1053	0,2625	0,5437	0,2416
1961 II - 1973 I	0,0058	1,1686	-0,3730	-1,2911	0,3271	0,1450	0,2314	0,5471	0,2302
1961 II - 1974 I	0,0045	1,0805	-0,3082	-1,0259	0,0540	0,0756	0,4307	0,4859	0,1588
1961 II - 1975 I	0,0036	0,9689	-0,1638	-0,8391	-0,2213	-0,3313	0,2496	0,4110	0,2269
1961 II - 1976 I	0,0063	0,9378	-0,1245	0,9002	-0,2406	-0,3421	0,2006	0,4207	0,2589
1961 II - 1977 I	0,0066	0,8996	-0,1144	-0,8154	-0,3235	-0,3907	0,2371	0,4086	0,2459
1961 II - 1978 I	0,0063	0,8720	-0,1152	-0,8073	-0,3247	-0,3690	0,2504	0,4079	0,2553
1961 II - 1979 I	0,0065	0,8816	-0,1069	-0,8137	-0,3339	-0,3869	0,2293	0,4142	0,2574
1961 II - 1980 I	0,0073	0,8391	-0,1426	0,7961	-0,2922	-0,3819	0,2023	0,4027	0,2708
1961 II - 1981 I	0,0068	0,8332	-0,1016	-0,7356	-0,3302	-0,4403	0,1733	0,3975	0,2500
1961 II - 1982 I	0,0064	0,8299	-0,0713	-0,6826	-0,3661	-0,4948	0,1486	0,3953	0,2255
1961 II - 1983 I	0,0057	0,8079	-0,0514	-0,6310	-0,3311	-0,4979	0,1054	0,3692	0,2308
1961 II - 1984 I	0,0062	0,7887	-0,0536	-0,6302	-0,2816	-0,5320	0,0181	0,3642	0,2436

B. Verschiebungen des Schätzintervalls

Schätz- intervall	Konstante a	Parameter von ΔM_{t-i}			Parameter von ΔP_{t-i}			Prüfmaße	
		b_0	b_1	b_2	c_0	c_1	c_2	R^2	AKR ¹⁾
1962 I - 1971 I	0,0048	1,3310	-0,5026	-1,2211	0,3325	0,2389	0,3334	0,5236	0,1342
1963 I - 1972 I	0,0059	1,2568	-0,3950	-1,3475	0,0515	0,1853	0,3379	0,5367	0,3059
1964 I - 1973 I	0,0041	1,1901	-0,1905	-1,1601	-0,1759	0,1581	0,4045	0,5246	0,2961
1965 I - 1974 I	0,0025	0,9740	0,0599	-0,7478	-0,9950	-0,0588	1,0089	0,5753	0,4670
1966 I - 1975 I	0,0033	0,6268	0,3846	-0,5299	-1,3562	-0,6721	1,2942	0,5992	0,6340
1967 I - 1976 I	0,0050	0,6219	0,2756	-0,5693	-1,2361	-0,6424	1,0018	0,5742	0,6748
1968 I - 1977 I	0,0177	0,1367	0,3056	-0,7238	-1,6413	-1,4182	1,2524	0,7356	0,5648
1969 I - 1978 I	0,0166	0,2031	0,2583	-0,6631	-1,4028	-1,3086	0,8795	0,6660	0,6033
1970 I - 1979 I	0,0149	0,7779	0,0299	-0,5710	-1,1305	-1,0131	0,4485	0,6182	0,5774
1971 I - 1980 I	0,0169	0,4286	-0,1005	-0,4977	-1,0317	-1,1027	0,0717	0,5966	0,5411
1972 I - 1981 I	0,0175	0,4459	-0,2506	-0,3055	-0,8630	-1,1291	-0,4228	0,6056	0,4335
1973 I - 1982 I	0,0145	0,6594	-0,4778	-0,1125	-0,8021	-0,7889	-0,6934	0,5662	0,4163
1974 I - 1983 I	0,0117	0,7816	-0,5090	-0,0623	-0,6893	-0,7071	-0,8859	0,5996	0,4201
1975 I - 1984 I	0,0126	0,6896	-0,6659	0,1240	-0,3921	-0,6813	-1,3761	0,6337	0,4266

1) AKR = Autokorrelationskoeffizient der Residuen.

Skepsis bezüglich der Relevanz des Gleichungsansatzes auslösen. Verschiebungen des Schätzintervalls haben dagegen so große Variationen der geschätzten „ α “ sowie ein so hohes Niveau des AKR zur Folge, daß Probleme des spezifizierten Gleichungsansatzes angezeigt werden; die größten AKR treten in Verbindung mit den höchsten R^2 -Werten auf.

Wir können weder bestreiten noch belegen, daß die erfaßte Entwicklung zu einem stochastischen Prozeß gehört, der auf ganz lange Sicht stationär ist. Uns fehlen die benötigten Informationen. Aus unseren Informationen über die letzten 25 Jahre und somit allemal aus der Sicht, die in der täglichen makroökonomischen Arbeit relevant ist, haben wir jedoch keine Strukturkonstanz ermittelt. Die Ergebnisse deuten außerdem eine wesentliche Unvollständigkeit jener Theorie an, die die geschätzte Gleichung begründet. Die Gegenhypothese ist keineswegs entkräftet. Sie besagt, daß unsere Gleichung nur in dem Sinne empirisch relevant ist, daß sie Ähnlichkeiten im Verlauf von Zeitreihen erfaßt, die noch erklärt werden müßten. Für diese Gegenhypothese sprechen die festgestellten Wechsel der Vorzeichen von Parametern.

2. Quartalsdatengleichung im Vorjahresvergleich

Die untere Hälfte der Abbildung 2 zeigt, wie die Jahresänderungsraten der vierteljährlichen realen Inlandsausgaben sich entwickelten: In diesem Vorjahresvergleich kommen Schwankungen zum Vorschein, die unseren Vorstellungen von Konjunkturen entsprechen. Somit können die Eigenschaften der Kieler-Gleichung als Instrument für Konjunkturprognosen getestet werden. Das Testergebnis ist leicht zu interpretieren: Die ebenfalls eingezeichneten Prognosen weichen in beiden Fällen so oft und so stark von der tatsächlichen Entwicklung ab, daß man vermutlich nach kurzer Zeit aufgegeben hätte, diese Schätzgleichung als Prognoseinstrument zu verwenden.

Aufgrund des Prüfmaßes R^2 hätten wir nicht schlechtere Prognoseeigenschaften als im Vorquartalsvergleich erwartet. Denn im Falle der Intervallverlängerungen fingen wir zwar auf einem niedrigen Niveau an ($R^2 = 0,27$ für I, 1962 - II, 1966), aber nach wenigen Verlängerungen wurde das Niveau $R^2 = 0,6$ erreicht, das für die Gesamtheit der Berechnungen ein repräsentativer Durchschnitt ist. (Maximum: $R^2 = 0,79$ für I, 1962 - IV, 1967). Einen Trend hatte dieses Prüfmaß nicht. Im Falle der Intervallverschiebungen fingen wir mit $R^2 = 0,67$ (für I, 1962 - II, 1970) an und erhielten – darauffolgend – insgesamt wesentlich „bessere“ Ergebnisse als für Verlängerungen; im Durchschnitt ist R^2 ungefähr 0,75, wobei $R^2 = 0,92$ (für I, 1973 - II, 1981) der

größte Wert ist. Das Prüfmaß R^2 fiel also besser aus als im Vorquartalsvergleich (Übersicht 1). Die Ursache für das schlechtere Prognoseergebnis liegt wahrscheinlich in Überlagerungen von Konjunktur- und Jahreszyklen der Quartalsdaten. Darauf deutet ein auffallendes Merkmal der Fehlprognosen: Es werden häufig Wendepunkte der Δy_t -Entwicklung prognostiziert, die nicht realisiert werden – also werden zu kurzfristige Zyklen vorhergesagt (Abbildung 2).

Die Kurvenverläufe in der Abbildung deuten an, daß man eine wesentlich bessere Übereinstimmung zwischen Prognosen und realisierten Werten durch Verschiebungen der Kurven erzielen könnte. Diese Verschiebungen können durch Verlängerungen der angenommenen Verzögerungen zustande kommen – also durch eine verlängerte Dauer der „Perioden“ t , $(t-1)$ und $(t-2)$. Es ist aber ein Element unserer ökonomischen Arbeitshypothese, daß diejenigen Lagbeziehungen gelten, die mittels Kreuzkorrelogrammen ermittelt worden sind. Folglich würde der Übergang zu den wesentlich verlängerten Verzögerungen eine qualitative Änderung des Untersuchungszieles beinhalten; man sucht dann nur noch eine gute Beschreibung von Merkmalen der betrachteten Zeitreihe (mittels einer funktionalen Version der Symptomatik) und endet vermutlich bei einer Größenordnung der Verzögerungen, die in der nun folgenden Jahresdatengleichung verwendet wird.

3. Jahresdatengleichung

Mit jährlichen Daten wurde die Gleichung zunächst für das Intervall 1963 - 1974 geschätzt – die ersten berücksichtigten Änderungsraten $(t-2)$ betrafen somit die Änderungen 1961/1960. Das Intervall 1963 - 1974 wurde auch als Basis für Verschiebungen des Schätzintervalls genutzt. Die Entwicklung bis Ende 1983 wurde berücksichtigt. Auch diesmal gilt, daß die Schätzergebnisse stark vom Schätzintervall abhängen. Die Größenordnungen und die Entwicklung der in der *Übersicht 2* wiedergegebenen Parameter weicht jedoch auffallend von den schon besprochenen Ergebnissen ab, die wir mit der Quartalsdatengleichung im Vorquartalsvergleich erhielten. Insbesondere trifft dies für die Parameter der verzögerten Variablen zu – ein Indiz dafür, daß wir jetzt (qualitativ) andere Zusammenhänge betrachten.

Verlängerungen und Verschiebungen des Schätzintervalls haben im Prinzip dieselben Effekte auf die Ergebnisse gehabt, wobei die Verschiebungen naturgemäß die auffallenderen Veränderungen verursachten. Auffallend ist auch, daß wieder zwei Paare von symmetrischen Entwicklungen (*Übersicht 2*) ermittelt wurden. Diesmal allerdings zwischen den Parametern der

Schätzungen der Jahresdatengleichung

A. Verlängerungen des Schätzintervalls

Schätz- intervall	Konstante		Parameter von ΔM_{t-i}			Parameter von ΔP_{t-i}			Prüfmaße	
	a	b_o	b_1	b_2	c_o	c_1	c_2	R^2	AKR ¹⁾	
1963 - 1974	-0,0042	0,9522	0,4374	0,1676	0,6866	-2,0715	-0,4049	0,9538	-0,4115	
1963 - 1975	-0,0033	0,9478	0,4131	0,1260	0,6743	-2,0119	-0,3583	0,9553	-0,5118	
1963 - 1976	-0,0026	0,9110	0,4542	0,0525	0,6766	-2,0428	-0,2195	0,9479	-0,3473	
1963 - 1977	0,0042	0,7770	0,4334	-0,1317	0,7379	-1,8993	-0,2016	0,9291	-0,3903	
1963 - 1978	0,0119	0,5324	0,4253	-0,3120	0,8314	-1,7825	-0,0583	0,8773	0,0066	
1963 - 1979	0,0125	0,5377	0,3478	-0,3010	0,8011	-1,7485	-0,0028	0,8583	0,2473	
1963 - 1980	0,0136	0,4764	0,3423	-0,2737	0,8131	-1,6744	-0,0538	0,8442	0,1256	
1963 - 1981	0,0153	0,4431	0,3219	-0,2966	0,8165	-1,6475	-0,0268	0,8728	0,1715	
1963 - 1982	0,0134	0,4646	0,3504	-0,2584	0,7949	-1,6189	-0,1010	0,8858	0,1427	
1963 - 1983	0,0120	0,4496	0,3742	-0,2273	0,7927	-1,5757	-0,1538	0,8783	0,1594	

B. Verschiebungen des Schätzintervalls

Schätz- intervall	Konstante a	Parameter von ΔM_{t-i}			Parameter von ΔP_{t-i}			Prüfmaße	
		b_0	b_1	b_2	c_0	c_1	c_2	R^2	AKR ¹⁾
1963 - 1974	-0,0042	0,9522	0,4374	0,1676	0,6866	-2,0715	-0,4049	0,9538	-0,4115
1964 - 1975	-0,0051	0,9722	0,4806	0,1827	0,5474	-1,9280	-0,4619	0,9651	-0,2699
1965 - 1976	0,0093	0,5875	0,4877	-0,3248	0,7968	-1,6470	-0,2292	0,9788	-0,2681
1966 - 1977	0,0085	0,6037	0,4900	-0,3028	0,7843	-1,6601	-0,2348	0,9769	-0,2247
1967 - 1978	0,0159	0,3710	0,5422	-0,4455	0,7492	-1,3751	-0,2885	0,9720	-0,0789
1968 - 1979	0,0145	0,4163	0,4177	-0,4395	0,8323	-1,4782	-0,1147	0,9238	0,3086
1969 - 1980	0,0265	0,1789	0,4492	-0,4163	0,3077	-0,8425	-0,4199	0,9163	0,1531
1970 - 1981	0,0177	0,2640	0,5298	-0,3602	0,4103	-0,8562	-0,5072	0,9145	0,0449
1971 - 1982	0,0089	0,2213	0,5997	-0,2180	0,0137	-0,3309	-0,5734	0,9385	-0,2100
1972 - 1983	0,0097	0,1161	0,6193	-0,1328	-0,4459	-0,1682	-0,3772	0,9834	-0,6211

1) AKR = Autokorrelationskoeffizient der Residuen.

Variablen ΔM_t und ΔP_{t-1} einerseits und ΔM_{t-2} und ΔP_{t-2} andererseits. Als die Stagnationsjahre im Schätzintervall dominierend wurden, wurde die Korrelation zwischen Δy_t und ΔP_t in wesentlicher Hinsicht geändert. Nur der positive Parameter b_1 der verzögerten Geldmengenänderung ΔM_{t-1} blieb durchgehend von gleicher Bedeutung für die Δy_t -Erklärung.

Die Parameterveränderungen erhärten den Verdacht, daß wir die Jahresdatengleichung als einen Ansatz der Zeitreihenanalyse interpretieren sollten. Als solche ist sie aber nicht optimal formuliert worden, wenn lange Zeiträume auf einmal erfaßt werden sollen. Die Entwicklung der Prüfmaße und der Konstante „a“ zeigen im Falle der Schätzintervallveränderungen, daß wir die Gleichung zumindest ergänzen müßten, um sie für die prognostische Fortschreibung von langen Zeitreihen zu nutzen. Die *Abbildung 3* bestätigt diese Skepsis. Die eingezeichneten hypothetischen Prognosen auf der Grundlage von Verlängerungen des Schätzintervalls treffen nur einen der betroffenen vier Wendepunkte der Δy_t -Entwicklung: Der erste Wendepunkt (1976) wäre nicht prognostiziert worden, der zweite (1977) führt wieder in die ein Jahr früher prognostisch beibehaltene Richtung und der dritte (1979) wäre ein Jahr vorverlegt worden. Demnach bleibt nur der Erfolg mit der 1980-Gleichung in der 1981-Prognose als Erfahrungsschatz übrig, der die folgende zentrale Behauptung von *Langfeldt* (1983 a, S. 205) begründet: „Der Ansatz hat sich insbesondere bei der Prognose konjunktureller Wendepunkte als nützlich erwiesen.“

Unsere Schlußfolgerung gilt allerdings nur für die Schätzgleichung, die mittels gleichbleibend weit zurückgehender Daten Jahr für Jahr neu ermittelt wird. Denn schon der Vergleich der Bestimmtheitsmaße, R^2 , zeigt, daß die Jahresdatengleichung eine deutlich bessere Approximation der Δy_t -Entwicklung liefert, wenn die Prognosen auf Verschiebungen des Schätzintervalls basieren. Noch deutlicher fällt der Vorteil im Vergleich der hypothetischen Prognosen auf. Die ersten drei Wendepunkte werden genau erfaßt und der letzte, der als Ende einer Talsohle aufgefaßt werden kann, wird nur in der Weise verfehlt, daß der Beginn der Talsohle ein Jahr vorverlegt wird. Aber, welche Art von Wendepunkten sollte prognostisch erfaßt werden? In einer wachsenden Wirtschaft ist es interessant zu wissen, ob die Änderungsraten größer oder kleiner als im Vorjahr sein werden – also sollen insbesondere die Wendepunkte der Δy_t -Entwicklung erfaßt werden. Eine stagnierende Wirtschaft kann dagegen Sorgen über ein sinkendes Ausgabenniveau haben. Deshalb interessieren insbesondere die oberen und unteren Konjunkturwendepunkte – man fragt: Sinken (wachsen) die gesamten Ausgaben auch im nächsten Jahr? Hinsichtlich dieser Fragestellung versagte die Prognosegleichung in zwei von drei wichtigen Fällen nach 1974: In

der Prognose vom Ende der 1974-Rezession und in der Prognose vom Anfang der 1981/82-Rezession.

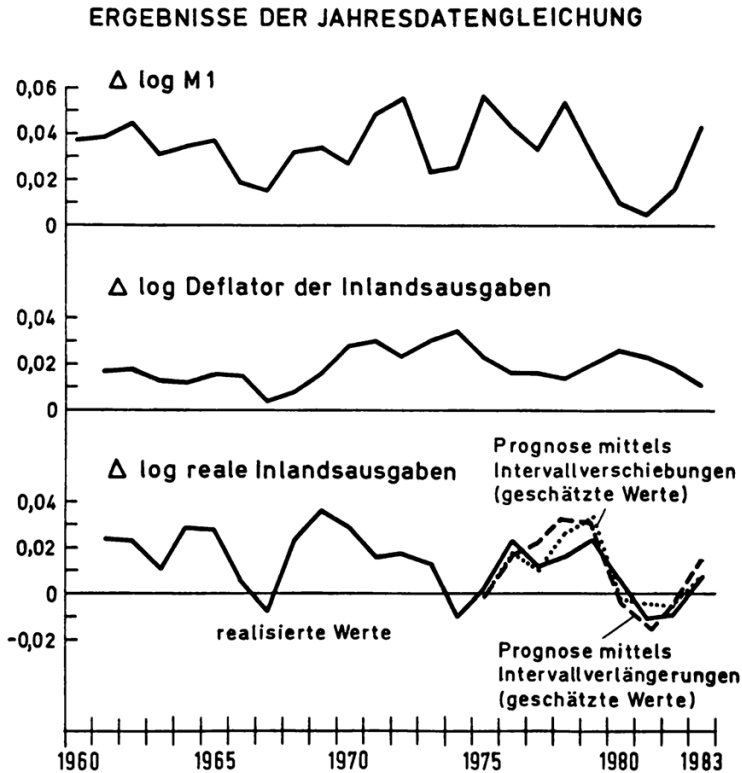


Abb. 3

DIW 84

Ehe man diese Prognoseerfolge und -mißerfolge abschließend beurteilt, sollte die *Übersicht 3* beachtet werden. Sie enthält drei Kolonnen Zahlen:

- Die erste Kolonne betrifft die Schätzgleichung für die Jahre 1963 - 1974. Für diese Jahre werden die relativen Abweichungen der ex post Schätzwerte von den beobachteten Δy -Werten wiedergegeben. Danach, für 1975 - 1983, sind diejenigen Prognosefehler eingetragen, die aus den Parametern der geschätzten Gleichung gefolgt wären. Die Abweichungen (Prognose – realisierter Wert) werden in vH der realisierten Werte angegeben.
- Die zweite Kolonne enthält keine Prognosefehler sondern lediglich die relativen Abweichungen der Schätzwerte jener Gleichung, die mittels der gesamten Daten geschätzt wurde.

- In der dritten Kolonne fehlen die Eintragungen für die Jahre 1963 - 1972, weil nur die Daten für die darauf folgende Zeit benutzt wurden, um die Gleichung zu schätzen.

Übersicht 3

Relative Abweichungen der Schätzwerte von Jahresdatengleichungen
(in vH der realisierten Werte)

Jahr	Erste Schätzung Geschätzt 1963 - 1974 Prognose 1975 - 1983	Maximale Länge des Schätzintervalls 1963 - 1983	Maximale Verschiebung des Schätzintervalls 1972 - 1983
1963	37,516	14,049	-
1964	-15,015	-46,198	-
1965	13,285	-6,909	-
1966	27,910	84,594	-
1967	42,148	-23,992	-
1968	8,259	3,568	-
1969	0,278	-4,361	-
1970	-16,791	-12,805	-
1971	-1,940	-16,169	-
1972	-8,844	-14,177	0,566
1973	-8,585	15,459	-9,360
1974	-36,067	-73,719	-13,380
1975	-161,094	-18,644	-13,700
1976	-34,290	-21,810	-1,482
1977	90,945	7,145	12,114
1978	146,270	43,007	-1,233
1979	42,646	30,444	9,570
1980	-134,132	-68,001	-56,535
1981	224,327	32,358	-11,588
1982	253,864	-10,896	-8,417
1983	-33,817	54,688	-18,350

Diese Übersicht ist zunächst nur eine weitere Illustration der fortwährenden Strukturänderungen; auffallend ist, wie die Schätzfehler sich durch Neuschätzungen sowie durch Schätzintervallverkürzungen vermindern. Außerdem zeigt die Übersicht einzelne Schätzfehler, die relativ sehr groß, jedoch absolut unbedeutend sind. Zum Beispiel wurde eine Ausgabensenkung um $-0,1$ vH als Prognose für das Jahr 1975 errechnet und eine Erhöhung um $+0,2$ vH realisiert. Auch der zweite Wendepunktfehler liegt im Bereich der Unschärfe unserer Daten. Aus der Fortschreibung der 1979-Gleichung ermittelten wir für das Jahr 1980 keine Erhöhung ($+0,6$ vH) sondern eine sehr kleine Ausgabensenkung um $0,2$ vH.

In sechs der neun Fälle (nach 1974) sind die errechneten Abweichungen auf Änderungsraten bezogen, die ungefähr ein vH oder kleiner waren und damit eine Größenordnung haben, die man empirisch eigentlich nicht disku-

tieren sollte. Somit stellte sich die Frage, ob wir – angesichts der relativ großen Prognosefehler – Erkenntnisse gewonnen haben, die im Hinblick auf zukünftige Prognosen bedeutsam sind. Denn die großen Änderungen (gegenüber dem zuletzt empfundenen Trend), insbesondere das Ende eines erfaßten Verlaufsmusters, bilden aus der Sicht der wirtschaftlichen Entscheidungsträger dasjenige Prognoseproblem, das wichtig ist, weil Fehlprognosen große Verluste bedingen können. Hinsichtlich unserer Fähigkeit, solche Änderungen vorauszusagen, liegt wenig positive Evidenz vor.

4. Multikollinearität

Die Inlandsausgaben, die Geldhaltung ($M1$) und das Güterpreisniveau sind drei Variablen, die in einer Wechselbeziehung stehen. Diese These ist kaum umstritten, wenn wir auf ein allgemeines makroökonomisches Strukturmodell Bezug nehmen. Strittig ist vielmehr die Frage nach der Richtung und nach der Verzögerung der jeweils dominierenden Abhängigkeit, wenn Änderungen der Variablen betrachtet werden. Da wir Änderungsraten der Geldhaltung und das Güterpreisniveau jeweils dreifach – mit den Datierungen t , $(t-1)$ und $(t-2)$ – als Erklärung der Änderungsrate von Inlandsausgaben berücksichtigt haben, ist der Verdacht nicht fern, daß wir in der Schätzgleichung nicht nur die Korrelation zwischen erklärter und erklärenden Variablen eingefangen haben, sondern auch bedeutsame Korrelationen zwischen erklärenden Variablen. Eine solche Multikollinearität wäre in mehrerer Hinsicht bedauerlich, denn sie hat insbesondere die folgenden drei Konsequenzen (Johnston, 1979, S. 160)

1. Die Schätzungen werden ungenau und so verzerrt, daß die Einflüsse der einzelnen multikollinearen Variablen nicht auseinandergehalten werden können. Die Ungenauigkeit der Schätzungen kann Residuen zur Folge haben, die hoch korreliert sind.
2. Man kann – aufgrund der verzerrten Schätzergebnisse – zu einer falschen Auswahl von Variablen verleitet werden.
3. Die Schätzergebnisse werden verstärkt vom speziellen Datensample abhängig; ein Austausch von wenigen Beobachtungen kann große Sprünge von Koeffizienten der Schätzgleichung bedingen.

Die erste Konsequenz zerstört die Beziehung zwischen dem Schätzergebnis und der theoretischen Hypothese. Das muß allerdings nicht zugleich eine Verschlechterung der prognostischen Güte der Schätzgleichung beinhalten. Als Information hätte die zweite Konsequenz keine wesentliche Bedeutung für unsere Analyse, da wir mit einer vorgegebenen Schätzgleichung arbei-

ten. Die dritte Konsequenz würde hingegen implizieren, daß wir die errechneten Parameteränderungen nicht als Wiedergabe von Strukturveränderungen auslegen dürften.

Sind unsere Ergebnisse von bedeutenden Multikollinearitäten beeinflusst worden? Um diese Frage zu eruieren, untersuchten wir eine Schätzgleichung. Als Gegenstand des Tests wählten wir diejenige Gleichung aus, die *Langfeldt's* Schätzgleichung am ähnlichsten ist – also die Jahresdatengleichung mit Δy_t -Daten für das Intervall 1963 - 1980. Da eine Kritik unserer Schätzergebnisse voraussichtlich auf der Überzeugung basieren würde, daß (langfristige) Strukturkonstanz vorliegt, und da der Kritiker dann mit Bezug auf Wahrscheinlichkeiten argumentieren könnte, haben wir – ausnahmsweise für diesen Test – dieselbe Betrachtungsweise übernommen. Wir rechneten mit einem Regressionsprogramm, das den Druck von detaillierten Ergebnissen verhindert, wenn die Schätzgleichung den *F*-Test (5vH Irrtumswahrscheinlichkeit) nicht besteht. Die Ergebnisse sind in der *Übersicht 4* wiedergegeben worden. Es wurde nur die Abhängigkeit von gleichlaufenden und von verzögerten Variablen untersucht – also mit ΔM_t bzw. ΔP_t als abhängige Variable gerechnet. Mit „X“ sind die Gleichungen gekennzeichnet, die den *F*-Test nicht bestanden.

Aus der *Übersicht 4* geht hervor, daß wir nur eine Korrelation zwischen den Preisvariablen berücksichtigen müßten, die sich aus einer einfachen Autokorrelation von ΔP ergibt. Da die Multikollinearität mit einer negativen Kovarianz der betreffenden Regressionskoeffizienten verbunden ist, die um so größer ist, je enger die Variablen miteinander korrelieren, liefert unser Befund einen Teil der Erklärung für gegenläufige Entwicklungen der Koeffizienten von Preisvariablen. Die festgestellten Entwicklungen der Parameter der Geldmengenvariablen sowie die symmetrischen Verlängerungen von Erklärungsanteilen der Geldmengen- und Preisvariablen sind davon nicht betroffen. Deshalb dürften die errechneten Parameterentwicklungen im großen und ganzen auf Änderungen der Relation zwischen Wachstum der Inlandsausgaben, der Geldmenge und des Güterpreisniveaus, also auf Strukturänderungen, beruhen.

V. Beurteilung

Die „klassische“ Quantitätsgleichung kann die Schätzgleichung nicht begründen, wenn diese Gleichung ein gleichbleibendes „konstantes“ Glied haben soll. Denn im Übergang von der erforderlichen dynamischen Version der Quantitätsgleichung zu der logarithmisch-linearen Gleichung der Ände-

rungraten verschwindet die entsprechende Konstante oder man behält eine Variable, genannt „Umlaufgeschwindigkeit“. Aus der vorgegebenen monetaristischen Perspektive kommt jedoch eine weitere, modernere Begründung in Frage. Dafür nimmt man auf exogen verursachte Impulse auf die private Wirtschaft Bezug und gewichtet die einzelnen Formen von Impulsen und Effekten entsprechend den monetaristischen Ansichten. Eine dieser Ansichten ist, daß die Impulse und ihre Effekte Realisationen eines stationären stochastischen Prozesses sind. Hinsichtlich der charakteristischen Variabilität von Koeffizienten wird üblicherweise angenommen, daß Vorzeichenwechsel – also qualitative Änderungen der Impulseffekte – nicht vorkommen. Die Schwierigkeit zwischen den beiden Hypothesen zu diskriminieren, ist für die Politikberatung bedauerlich. Auf der Grundlage der Quantitätstheorie könnten Szenarien formuliert werden, die durch Annahmen über Koeffizienten sowie über die Entwicklung des Geldvolumens und des Preisniveaus bestimmt werden. Die Impulshypothese lautet dagegen, daß das gleichbleibende Wachstum einer erklärenden Variablen keinen Einfluß auf das Wachstum der realen Inlandsausgaben hat.

Wegen der zweifachen Aufgabe, sowohl die Stabilität als auch die Prognosefähigkeit der Schätzgleichung zu ermitteln, wurde eine etwas umständliche Methode gewählt, die den Vorteil hat, daß die in Frage gestellte Strukturkonstanz nicht implizit (durch die Wahl des analytischen Instrumentariums) angenommen wird: Verlängerungen und Verschiebungen des Schätzintervalls wurden mittels OLS-Schätzungen untersucht, die im ursprünglichen Sinne interpretiert werden – also nicht Wahrscheinlichkeitstheoretisch sondern als Berechnung eines repräsentativen Durchschnitts.

Wegen der vorliegenden Informationen über die Verzögerung in einem monetären Impulsvorgang müßte die theoretische Begründung für Vierteljahresdaten gelten. Daran knüpfen zwei der geschätzten drei Versionen der Gleichung: A) für Änderungsraten im Vorquartalsvergleich und B) für Änderungsraten gegenüber dem Vorjahresquartal. Die dritte Version (C), eine Gleichung für Jahresdaten im Vorjahresvergleich, ist uns vorgegeben worden. Aufgrund der Informationen über Lead- und Lagbeziehungen der Quartalsdaten ist sie von vornherein verdächtig, eine nicht erklärte Korrelation zu sein.

Anhand von Daten für 1960, I bis 1984, I wurden die drei Versionen der Schätzgleichung untersucht. Unsere Ergebnisse deckten große Variationen aller Parameter auf (Tabelle 1 und 2), die – naturgemäß – am ausgeprägtesten sind, wenn das Schätzintervall nicht verlängert sondern verschoben wird. Die Zahl der ermittelten Vorzeichenwechsel bzw. die Vorzeichen der

Übersicht 4
Multikollinearität in der Gleichung für Jahresdaten 1963 - 1980
Regressionsergebnisse¹⁾

Erklärende Variablen	ΔM_t	ΔM_t	ΔM_t	ΔM_t	ΔP_t	ΔP_t	ΔP_t	ΔP_t
Konstante	x	x	x	x	0,0034 (0,0081)	0,0018 (0,0061)	0,0052 (0,0051)	0,0090 (0,0040)
ΔM_t					-0,0451 (0,1439)	0,1495 (0,1304)	0,1538 (0,1306)	0,0066 (0,0039)
ΔM_{t-1}	x	x	x	x	0,1495 (0,1351)	0,1221 (0,1177)		
ΔM_{t-2}	x	x	x	x	0,0970 (0,1460)			
ΔP_t	x	x	x	x				
ΔP_{t-1}	x	x	x	x	0,9807* (0,2686)	0,9540* (0,2457)	0,9812* (0,2450)	0,9327* (0,2445)
ΔP_{t-2}	x				-0,5335 (0,2858)	-0,5520 (0,2697)	-0,5364 (0,2700)	-0,3944 (0,2446)

R ²	0,5971	0,5938	0,5602	0,5166	0,4329
Korrigiertes R ²	0,4292	0,4688	0,4659	0,4522	0,3975
D.W.	1,6096	1,6101	1,7795	1,7218	1,3980
F-Verteilung	3,11	3,18	3,34	3,68	4,49
Empirisches F	3,56	4,75	5,59	8,80	12,21
SEE	0,0061	0,0059	0,0059	0,0060	0,0063
AKR	0,1290	0,1291	0,0394	0,0987	0,2655

1) Werte in Klammer bezeichnen Standardfehler. SEE = Standardfehler der Regression. AKR = Autokorrelationskoeffizient 1. Ordnung der Residuen. Die mit "*" gekennzeichneten Koeffizienten sind mit mindestens 95 vH Wahrscheinlichkeit verschieden von Null. Die als x bezeichneten Koeffizienten kennzeichnen Regressionsgleichungen, die gemäß dem F-Test mit höchstens 5 vH Irrtumswahrscheinlichkeit nicht gesichert sind.

qualitativ gleich gebliebenen Koeffizienten werden in der folgenden *Übersicht 5* wiedergegeben. Die Daten betreffen unsere Schätzintervallverschiebungen.

Übersicht 5

Anzahl der Vorzeichenwechsel und gleich gebliebenen Vorzeichen

Version der Schätz- gleichung	Parameter	"Konstante"	Parameter von ΔM_{t-i}				Parameter von ΔP_{t-i}			
		a	b ₀	b ₁	b ₂	b	c ₀	c ₁	c ₂	c
A		+	+	2	-	3	1	1	1	1
B		6	2	2	2	+	8	10	-	3
C		1	+	+	1	+	1	-	-	-

Bemerkenswert ist, wie die drei Versionen der Gleichung sich unterscheiden. In der Tatsache, daß die Version B bei weitem die meisten Vorzeichenwechsel hatte, sehen wir Evidenz für die Auffassung, daß Vorzeichenwechsel „zufällige“ Korrelationen (spurious correlations) anzeigen. Denn diese Gleichung paßt schlecht zu den Daten. Unser Eindruck, daß wir empirische Korrelationen berechnet haben, die noch erklärt werden müßten, beruht auch auf den festgestellten Verlaufsmustern der Parameteränderungen. Für Verschiebungen des Schätzintervalls wurden wesentlich „bessere“ Ergebnisse als für Verlängerungen erzielt, weil die Parameteranpassungen enger den Wandlungen der wirtschaftlichen Entwicklung folgen konnten.

Das Wachstum und erstaunliche Regelmäßigkeiten der Konjunkturen prägen die Entwicklung der Änderungsraten der jährlichen Inlandsausgaben. Beides muß in demjenigen Strukturmodell simultan erklärt werden, das Begründung für eine Jahresdatengleichung liefert. Ohnehin ist eine Änderung – zumindest eine Ergänzung – der geschätzten Gleichung (C) erforderlich, um Parameter zu erhalten, die weniger mit dem Schätzintervall variieren. Derselbe Änderungsbedarf besteht im Falle der Quartalsdatengleichung im Vorquartalsvergleich (A). Die Änderung müßte jedoch höchst wahrscheinlich eine andere sein, denn die Entwicklung des gleitenden Durchschnitts der Änderungsrate gegenüber dem Vorquartal ist wenig vom Wachstum und gar nicht von mehrjährigen Konjunkturen sondern von einem ausgeprägten, regelmäßigen Jahreszyklus gekennzeichnet (Abbildung

2, obere Hälfte). Für die Erklärung dieser Entwicklung – zugleich auch um geldpolitische Vorgänge mit 1 - 3 Quartalen Wirkungsverzögerung zu erfassen – wird ein Strukturmodell benötigt, das komplementär zum Konjunktur- und Wachstumsmodell ist. Aus der Verbindung der beiden benötigten Modelle würden wir ein allgemeineres makroökonomisches Modell erhalten, das eine Gleichung der Quartalsdaten im Vorjahresvergleich begründet. Unsere Ergebnisse für die Version B der Schätzgleichung zeigen, daß es sich nicht um diese Kieler-Gleichung handelt. Besonders wichtig dürfte es sein, den variablen Zusammenhang zwischen Preis- und Mengeneffekte von monetären Impulsen zu erfassen. Zudem haben wir nach wie vor als Rätsel zu erklären, warum die Konjunkturen ihren regelmäßigen Verlauf hatten – mit anderen Worten: Warum traf nicht das Diktum (*Mitchell und Burns, 1938*) zu – daß die Amplitude, Dauer und Verlauf eines Konjunkturzyklus sich auffallend von den entsprechenden Merkmalen der vorhergehenden und darauffolgenden Zyklen unterscheiden?

Für die Zeit nach 1974 haben wir recht gute Prognoseeigenschaften der Jahresdatengleichung (C) festgestellt: Alle Wendepunkte der Δy_t -Entwicklung wurden getroffen. Zwei der Wendepunkte in der Entwicklung des Y_t -Niveaus wurden dagegen leicht verpaßt – ein fast unvermeidbarer Fehler, wenn die abhängige Variable praktisch unverändert bleibt. Solche Prognoseerfolge fußen auf Parameteranpassungen, die nicht zustande kommen, wenn man mit Schätzintervallverlängerungen arbeitet.

Anscheinend ist in Kiel mit Schätzgleichungen gearbeitet worden, die für ganz lange Zeitreihen geschätzt wurden. Unsere entsprechenden Ergebnisse auf der Grundlage von Schätzintervallverlängerungen hätten aber nicht wesentlich geholfen, Konjunkturwendepunkte zu prognostizieren. Daher ist die Schlußfolgerung naheliegend, daß die vergleichsweise guten Prognosen der Kieler im wesentlichen auf Intuition – auf einer Fortschreibung des bisherigen Konjunkturverlaufsmusters – beruhen. Als ein statistisches Hilfsmittel für solche Fortschreibungen kann man die Jahresdatengleichung (C) verwenden, wenn man mit einem möglichst kurzen Schätzintervall arbeitet. Die letzte unserer Schätzgleichungen (Daten für 1972 - 1983) impliziert für das Jahr 1984 eine Zunahme der realen Inlandsausgaben um 2,5 - 3 vH. Nach den inzwischen vorliegenden Berichten war die realisierte Zunahme ein vH kleiner, um 1,8 vH, während das reale Bruttosozialprodukt um 2,7 vH wuchs. Dieser Effekt des Außenbeitrags untermauert unser Fazit: Das Unbehagen, das man hat, wenn man Zusammenhänge fortschreibt, die man nicht erklärt hat, ist ein Nachteil dieses Prognoseverfahrens. Man kann Abweichungen vom bisherigen Verlaufsmuster nicht deuten und daraus prognostische Schlußfolgerungen ziehen, wie im Falle der Prognosen auf der

Grundlage von Hypothesen über die volkswirtschaftlichen Zusammenhänge. Ansonsten aber ist die prognostische Problematik dieser empiristischen Induktion dieselbe, wie für alle anderen methodischen Ansätze der Konjunkturprognose – einschließlich ökonometrischer Modelle. Man erwartet, daß auch die Zukunft von bekannten Mustern geprägt sein wird, und man weiß, daß eine radikale Änderung, etwas grundsätzlich Neues, im Prinzip nicht prognostizierbar ist.

Literatur

Brunner, Karl (1970): The "Monetarist" Revolution in Monetary Theory, *Weltwirtschaftliches Archiv*, 105, S. 1 - 30. – *Brunner*, Karl und Allan H. *Meltzer* (1971): The Uses of Money, *The American Economic Review* 61, S. 784 - 805. – *Brunner*, Karl und Allan H. *Meltzer* (1972): Friedman's Monetary Theory, *The Journal of Political Economy* 80, S. 837 - 851. – *Brunner*, Karl und Allan H. *Meltzer* (1974): Ein monetaristischer Rahmen für die aggregative Analyse, in Karl Brunner, Hans G. Monissen, Manfred J. M. Neumann (Hrsg.), *Geldtheorie*, Köln 1974, S. 235 - 266. – *Dean*, James (1981): The Inflation Process: Where Conventional Theory Falters, *American Economic Review* 71, S. 362 - 367. – *Friedman*, Milton (1956): The Quantity Theory of Money: A Restatement, in ders. (Hrsg.): *Studies in the Quantity Theory of Money*, Chicago. – *Friedman*, Milton (1958): The Supply of Money and Changes in Prices and Output, in: *The Relationship of Prices to Economic Stability and Growth*, Compendium of Papers Submitted by Panelists Appearing before the Joint Economic Committee, Washington D.C. 1958, S. 241 - 256. – *Friedman*, Milton (1969): *The Optimum Quantity of Money and Other Essays*, Chicago, deutsche Ausgabe: *Die optimale Geldmenge und andere Essays*, München 1970. – *Friedman*, Milton (1971): *A Theoretical Framework for Monetary Analysis*, New York: National Bureau of Economic Research, Occasional Paper 112. – *Friedman*, Milton und *Schwartz*, Anna (1963): *A Monetary History of the United States 1867 - 1960*, New York, 1963. – *Gebauer*, Wolfgang (1975): Die Kausalitätsbeziehungen zwischen Geldmenge, Preisen und Produktion – Eine empirische Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland, *Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft* 131, S. 603 - 625. – *Haavelmo*, T. (1944): The Probability Approach in Econometrics, *Supplement to Econometrica*, Bd. 12. – *Johnston*, J. (1979): *Econometric Methods*, 2nd Edition, International Student Edition, Tokyo, Auckland u.a. – *Langfeldt*, Enno und Peter *Trapp* (1982): The Relationship between Money, Economic Activity, and Prices in Norway, *Kieler Arbeitspapier No. 140*, Kiel: Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel. – *Langfeldt*, Enno (1983, a): Kann eine monetäre Schätzgleichung zur Verbesserung der Konjunkturprognosen beitragen? *Kredit und Kapital* 16, Heft 2, S. 205 - 219. – *Langfeldt*, Enno (1983, b): Kann eine monetäre Schätzgleichung zur Verbesserung der Konjunkturprognosen beitragen? *Erweiterung zum Beitrag von Charles C. Roberts, Kredit und Kapital* 16, Heft 4, S. 528 - 530. – *Mitchell*, Wesley C. und Arthur F. *Burns* (1938): *Statistical Indicators of Cyclical Revivals*, New York: National Bureau of Economic Research, Bulletin No. 69. – *Mosteller*, Frederick und John W. *Tukey* (1977): *Data Analysis and Regression*, Reading, Mass. – *Pigou*, A. C. (1917): The Value of Money, *Quarterly Journal of Economics*, 32, S. 38 - 65, repr.: *Readings in Monetary Theory*; Ausgewählt von einem

Ausschuß der American Economic Association, London 1952, S. 162 - 183. – *Roberts, Charles C.* (1983): Kann eine monetäre Schätzgleichung zur Verbesserung der Geldpolitik beitragen? Kommentar zum Beitrag von Enno Langfeldt, Kredit und Kapital 16, Heft 2, S. 220 - 236. – *Spinanger, Dean* und *Norbert Walter* (1983): The Reliability of Macroeconomic Forecasts, Kieler Arbeitspapiere Nr. 181, Kiel: Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel. – *Trapp, Peter* (1976): Geldmenge, Ausgaben und Preisanstieg in der Bundesrepublik Deutschland, Kieler Studien Nr. 138, Kiel: Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel. – *Wagemann, Ernst* (1928): Konjunkturlehre, Berlin.

Zusammenfassung

Über Konjunkturprognosen auf der Grundlage einer monetären Schätzgleichung Eine Fallstudie

Die getestete Kieler-Schätzgleichung ist falsch spezifiziert, wenn sie als dynamische Version der einfachen Quantitätstheorie verstanden wird. Ihre alternative monetaristische Begründung als die reduzierte Form eines Impulsmodells enthält keine Aussage über die reale Entwicklung in Verbindung mit einem bestimmten gleichmäßigen Wachstum der Geldmenge. Diese Begründung beruht auf einer schwachen Hypothese über Strukturkonstanz – die numerischen Werte der Parameter dürfen mit gleichbleibenden Vorzeichen variieren. Schätzungen und Verwendungen für kurzfristige Prognosen sollten dieser Variabilität Rechnung tragen. Die Informationen über geldpolitische Wirkungsverzögerungen implizieren, daß die angenommenen Lagbeziehungen innerhalb eines Jahres liegen. Folglich wurden Schätzungen auch auf der Grundlage von Quartalsdaten durchgeführt. Im Vorquartalsvergleich ergab sich eine gute Anpassung der Schätzgleichung an saisonalen Jahreszyklen. Die Quartalsdaten im Vorjahresvergleich zeigen dagegen eine Mischung der saisonalen mit konjunkturellen Schwankungen, die mit der Schätzgleichung nicht erfaßt wird. Konjunkturelle Schwankungen der Jahresdaten werden wiederum gut approximiert. In allen drei Fällen ist sowohl die rückblickende Anpassung der Gleichung an den Daten als auch das Ergebnis der Prognoseexperimente wesentlich besser, wenn neu hinzukommende Daten für eine Verschiebung, anstatt für eine Verlängerung des Schätzintervalls verwendet werden. Da die Änderungen des Schätzintervalls außerdem viele Vorzeichenwechsel der Parameter bedingten, ist die Korrespondenz der Daten mit der gegebenen monetaristischen Begründung der Gleichung sehr fraglich. Für die Jahresdatengleichung wurden besonders interessante, anscheinend systematische Zusammenhänge zwischen Parameteränderungen und Wandlungen der gesamtwirtschaftlichen Problematik ermittelt. Als zeitreihenanalytisches Prognoseinstrument ist die Gleichung mit derselben Vorsicht zu verwenden, wie alle anderen Fortschreibungen von Zeitreihenmustern.

Summary

On Trade Cycle Forecasts Based on a Monetary Estimating Equation

The tested Kiel estimating equation is wrongly specified, if it is understood as a dynamic version of the simple quantity theory. Its alternative monetaristic conception as the reduced form of an impulse model contains no statement on real development in conjunction with a specific steady growth of the money supply. This argumentation is based on a weak hypothesis concerning structural constancy – the numerical values of the parameters may vary with the algebraic sign remaining unchanged. Estimates and applications for short-range forecasts should take account of this variability. The information on monetary policy time lags implies that the assumed lag relationships lie within a single year. Consequently, estimates were also made on the basis of quarterly data. In comparison with the preceding quarter, good adjustment of the estimating equation to seasonal annual cycles was found. The quarterly data compared to the preceding year, however, exhibit a mixture of seasonal and cyclical fluctuations, which are not covered by the estimating equation. Cyclical fluctuations of the annual data, on the other hand, are well approximated. In all three cases, both the retrospective adjustment of the equation to the data and the result of the forecasting experiments are considerably better, if fresh data are used for shifting instead of prolonging the estimation interval. Since the changes in the estimation interval also occasion many changes in the algebraic signs of the parameters, correspondence of the data with the given monetaristic substantiation of the equation is very questionable. For the annual data equation, particularly interesting interrelationships were found between parameter changes and changes in the macroeconomic problems. As a forecasting instrument based on time-series analysis, the equation must be used with the same caution as all other extrapolations of time-series patterns.

Résumé

Prognostics conjoncturels sur base d'une équation monétaire estimative Une étude de cas

Si l'on considère l'équation d'estimation testée de Kiel en tant que version dynamique de la théorie quantitative simple, on la spécifie de façon incorrecte. Elle est expliquée alternativement d'un point de vue monétariste comme la forme réduite d'un modèle d'impulsion. Cette explication ne dit rien sur l'évolution réelle en rapport avec une croissance régulière déterminée de la masse monétaire. Elle repose sur une faible hypothèse de constance structurelle – les valeurs numériques des paramètres doivent varier sans changer de signe. Cette variabilité devrait être prise en compte par des estimations et des utilisations pour les pronostics à court terme. Les informations sur les décalages des effets de la politique monétaire impliquent que les rapports considérés se situent au cours d'une année. C'est pourquoi, on a également fait des estimations sur base de données trimestrielles. En comparant les données d'un trimestre avec celles du trimestre précédent, il en résulte une bonne adaptation de l'équation d'estimation aux cycles saisonniers annuels. Lorsqu'on compare les données trimestrielles avec celles de l'année précédente, on observe un mélange des fluctuations saisonnières

et conjoncturelles, mélange dont l'équation ne tient pas compte. Les fluctuations conjoncturelles des données annuelles sont, elles, à nouveau bien approximées. Dans les trois cas cités, aussi bien l'adaptation rétrospective de l'équation aux données que le résultat des pronostics sont nettement meilleurs lorsque les données qui s'y ajoutent sont utilisées pour un déplacement et non pour une prolongation de l'intervalle estimé. Comme les modifications de l'intervalle estimé nécessitaient en outre de nombreux changements de signes des paramètres, il est fort douteux que les données correspondent à l'explication monétariste donnée de l'équation. Pour l'équation des données annuelles, on a déterminé des rapports particulièrement intéressants, qui paraissent systématiques, entre des variations de paramètres et des changements du problème macro-économique. En tant qu'instrument de pronostic chronologique, l'équation doit être utilisée avec autant de prudence que toutes les autres mises à jour de modèles chronologiques.