

Langfeldt, Enno

Article

Kann eine monetäre Schätzgleichung zur Verbesserung der Konjunkturprognosen beitragen?

Kredit und Kapital

Provided in Cooperation with:

Duncker & Humblot, Berlin

Suggested Citation: Langfeldt, Enno (1983) : Kann eine monetäre Schätzgleichung zur Verbesserung der Konjunkturprognosen beitragen?, Kredit und Kapital, ISSN 0023-4591, Duncker & Humblot, Berlin, Vol. 16, Iss. 2, pp. 205-219, <https://doi.org/10.3790/ccm.16.2.205>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/292958>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.



<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>

Kann eine monetäre Schätzgleichung zur Verbesserung der Konjunkturprognosen beitragen?

Von Enno Langfeldt, Kiel

In der Vergangenheit hatten Schwankungen in der Geldmengenexpansion mit einer Verzögerung jeweils gleichgerichtete Veränderungen in den realen Inlandsausgaben zur Folge. Ein Regressionsansatz, der auf diesem Zusammenhang aufbaut, wird seit 1978 im Institut für Weltwirtschaft neben den traditionellen Verfahren zur Prognose der konjunkturellen Entwicklung benutzt¹. Der Ansatz hat sich bisher insbesondere bei der Prognose konjunktureller Wendepunkte als nützlich erwiesen.

In der vorliegenden Arbeit wird die Prognosefähigkeit des monetären Ansatzes näher untersucht. Dabei werden mit Hilfe der Schätzgleichung ab 1975 ex-ante-Prognosen erstellt und mit anderen Prognosen, z. B. denen der Arbeitsgemeinschaft der wirtschaftswissenschaftlichen Forschungsinstitute, verglichen. Im letzten Abschnitt werden mögliche Fehlerquellen analysiert, um die Prognosegüte des monetären Ansatzes weiter zu verbessern.

I. Beschreibung der Schätzgleichung

Die der Prognose zugrundeliegende Schätzgleichung stützt sich auf einen Anpassungsprozeß, wie er von monetaristischen Autoren seit längerer Zeit postuliert wird (z. B. *Friedman* [1968], S. 10). Danach führt eine Veränderung der Geldmengenexpansion mit einer Verzögerung zu gleichgerichteten Schwankungen in der wirtschaftlichen Aktivität. Neuere empirische Untersuchungen für die Bundesrepublik Deutschland haben diesen Zusammenhang bestätigt (z. B. *Trapp* [1976], *Neumann* [1978], *Engel, Möller, von Weltzien* [1980]). In dieser Arbeit wird nunmehr versucht, den Vorlauf der Geldmengenexpansion für Zwecke der Konjunkturprognose zu nutzen.

Normalerweise wird die Entwicklung des realen Bruttosozialprodukts als Indikator für die gesamtwirtschaftliche Nachfrage gewählt. Diese Unter-

¹ Vgl. *Boss et al.* (1978, S. 27).

suchung konzentriert sich jedoch auf die Prognose der Inlandsnachfrage, da die Auslandsnachfrage von zusätzlichen exogenen Einflußfaktoren (Auslandskonjunktur, Wechselkurs, strukturelle Veränderungen der Güterströme) abhängt und insgesamt wesentlich instabiler ist. Die Grundtendenz der konjunkturellen Entwicklung in der Bundesrepublik wird trotz der starken Außenhandelsverflechtung weitgehend durch die Inlandsnachfrage bestimmt. Folgende Spezifikation der Schätzgleichung wurde von *Trapp* (1976, S. 120) übernommen:

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & a_0 + b_0 \Delta M_t + b_1 \Delta M_{t-1} + b_2 \Delta M_{t-2} \\ & + c_0 \Delta P_t + c_1 \Delta P_{t-1} + c_2 \Delta P_{t-2} + u_t \end{aligned}$$

Hierbei haben die Symbole folgende Bedeutung²:

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

Die Schätzgleichung erscheint für Prognosezwecke geeignet, weil die Werte der verzögerten Variablen zum Zeitpunkt der Prognose bereits bekannt sind. Es sind also nur noch Annahmen über die Entwicklung der Geldmenge und der Preise in der laufenden Periode notwendig. Im Gegensatz zu den anderen genannten Untersuchungen wird auf zusätzliche erklärende Variable wie z. B. einen fiskalpolitischen oder außenwirtschaftlichen Impuls verzichtet.

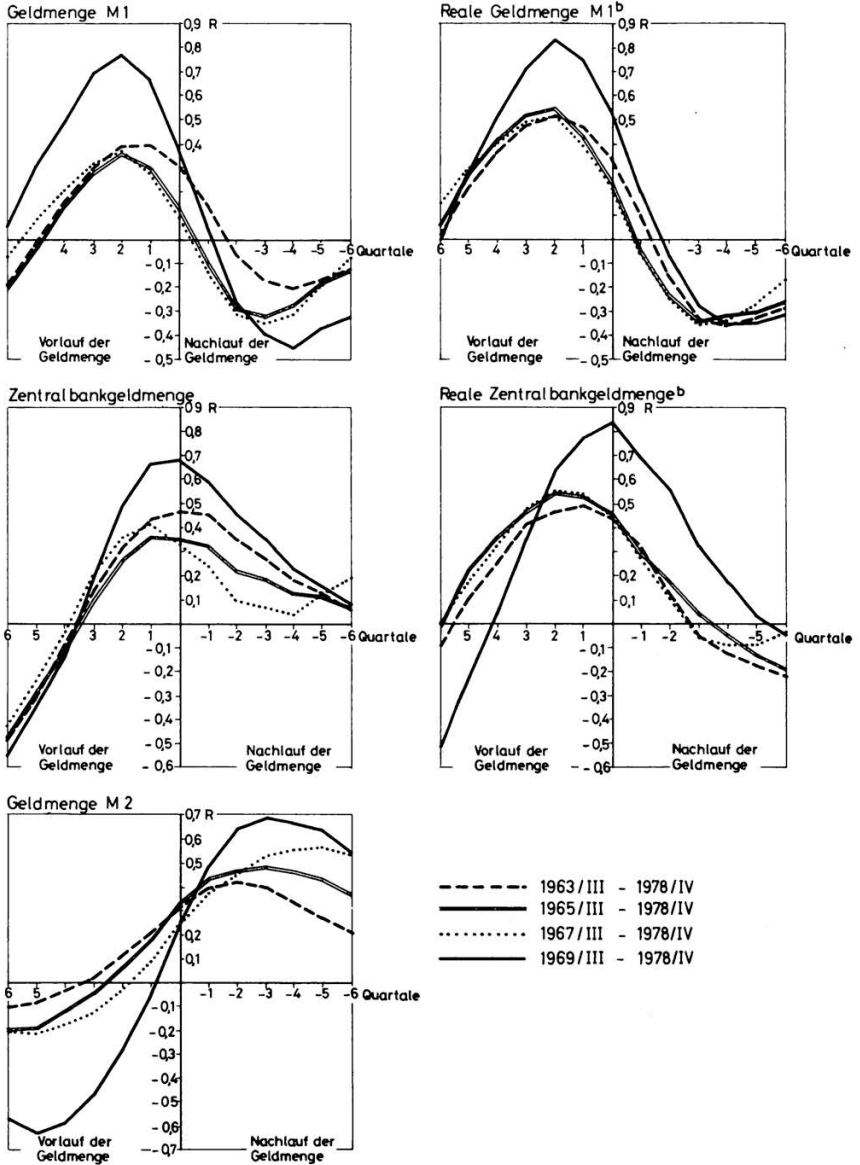
Die Wahl der geeigneten Geldmengendefinition ist eine empirische Frage. Nach *Trapp* (1976, S. 113) weist das relativ enge Geldmengenaggregat $M1$ für den Zeitraum 1953 - 1973 den besten Zusammenhang mit den realen Inlandsausgaben auf. In Schaubild 1 wird untersucht, ob dies auch noch für eine aktuellere Periode zutrifft. Es zeigt die Korrelationskoeffizienten von zeitverzögerten Veränderungen der realen Inlandsausgaben und verschiedenen Geldmengenaggregaten. In der Periode 1969/III bis 1978/IV ist der Zusammenhang zwischen der Geldmenge $M1$ und den realen Inlandsausgaben noch enger geworden, der Vorlauf der Geldmenge beträgt nach

² Quelle für y, P : Statistisches Bundesamt, Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung; für $M1$: Deutsche Bundesbank, Monatsberichte, lfd. Jgg.

Schaubild 1

Zur Eignung verschiedener Geldmengenbegriffe als konjunkturelle Frühindikatoren

Ergebnisse von Korrelationsrechnungen zwischen zeitverzögerten Veränderungen der Geldmenge und den realen Inlandsausgaben^a



^aZur Berechnung der Korrelationskoeffizienten wurden gleitende Dreiquartersdurchschnitte der Veränderungsrate gegenüber dem Vorquartal verwendet. - ^bDeflationiert mit dem Preisindex der Inlandsausgaben.

wie vor rd. 2 Quartale. Die Zentralbankgeldmenge und die Geldmenge M_2 (M_1 plus Termineinlagen) weisen ähnlich hohe Korrelationskoeffizienten auf. Während sich die Zentralbankgeldmenge aber simultan zur Inlandsnachfrage entwickelt, ist bei der Geldmenge M_2 sogar ein Nachlauf zu beobachten. Für den Zweck der Konjunkturprognose scheint somit die Geldmenge M_1 nach wie vor am besten geeignet.

Eine Kleinstquadrate-Schätzung der Gleichung (1) mit jährlichen Daten für den Zeitraum 1957 - 1980 führte zu folgenden Resultaten (t -Werte in Klammern)³:

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

Die Schätzgleichung genügt den üblichen statistischen Kriterien. Sie kann 80 v.H. der Veränderungen der realen Inlandsausgaben erklären, die Koeffizienten sind mit Ausnahme des Koeffizienten von ΔP_{t-2} bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 v.H. signifikant. Die Hypothese, es liege keine Autokorrelation vor, kann nicht verworfen werden. All dies ist jedoch keine Garantie für gute Prognosen. Es kann sich z.B. herausstellen, daß die geschätzte Regressionsgleichung für die Prognoseperiode nicht mehr gilt oder daß die Prognose der exogenen Variablen sich als noch schwieriger erweist als die direkte Prognose der realen Inlandsausgaben. Aus diesen Gründen soll die Prognosequalität des Ansatzes im folgenden Abschnitt näher untersucht werden.

³ Wenn die Schätzgleichung als dynamische Version eines strengen quantitätstheoretischen Modells angesehen wird, dann müssen die Geldmenge und das Preisniveau einer Periode Koeffizienten aufweisen, die gleich hoch sind, aber entgegengesetzte Vorzeichen aufweisen. Unter diesen Annahmen läßt sich die Gleichung umformen zu

$$\Delta y = 0,033 + 0,5 \frac{\Delta M_t}{\Delta P_t} + 0,3 \frac{\Delta M_{t-1}}{\Delta P_{t-1}} - 0,3 \frac{\Delta M_{t-2}}{\Delta P_{t-2}} + 1,5 \frac{\Delta P_t}{\Delta P_{t-1}}$$

wenn der nicht signifikante Koeffizient ΔP_{t-2} vernachlässigt wird. Dieses Ergebnis wird durch eine separate Schätzung bestätigt. Veränderungen der realen Inlandsausgaben lassen sich somit durch Veränderungen der realen Geldmenge sowie einen Preisänderungsterm erklären, dabei erhöht eine Beschleunigung des Preisanstiegs die Inlandsnachfrage.

II. Die Prognosegüte der Schätzgleichung

Ein Vergleich mit den Prognosefehlern anderer Prognostiker ist ein nützlicher Test für die Prognosegüte eines Ansatzes. Hier werden deshalb die Herbstprognosen des Instituts für Weltwirtschaft⁴ und der Arbeitsgemeinschaft der wirtschaftswissenschaftlichen Forschungsinstitute⁵ für die Zuwachsraten der realen Inlandsausgaben im jeweils folgenden Jahr mit den Prognosen der Regressionsgleichung verglichen.

Mit Hilfe der Schätzgleichung sollen zwei verschiedene Arten von Prognosen erstellt werden. Die Regressionsgleichung wird dabei jeweils mit Beobachtungen von 1957 bis eine Periode vor der eigentlichen Prognoseperiode geschätzt. In einem ersten Schritt werden die tatsächlichen Werte für die beiden noch zu schätzenden exogenen Variablen ΔM_t und ΔP_t eingesetzt, dieses Verfahren wird als ex-post-Prognose bezeichnet. Ex-post-Prognosen dienen vor allem der Untersuchung der Güte der geschätzten Regressionsbeziehung. Sie unterstellen, daß die Werte der erklärenden Variablen bekannt sind. Die Prognosefehler sind deshalb auf die unzureichende Spezifikation oder die Instabilität der Schätzgleichung zurückzuführen. Bei der ex-ante-Prognose wird der Tatsache Rechnung getragen, daß die Werte der exogenen Variablen in der Prognoseperiode nicht bekannt sind und ebenfalls geschätzt werden müssen. Dazu wurden jeweils die Prognosen für die Geldmengen- und Preisentwicklung im kommenden Jahr benutzt, die im Institut für Weltwirtschaft im Herbst jedes Jahres erstellt werden. Nur diese Prognosen sind für einen Vergleich mit anderen Prognostikern geeignet. Leider werden solche Geldmengen- und Preisprognosen im Institut für Weltwirtschaft erst ab 1975 regelmäßig erstellt. Daher können ex-ante-Prognosen nur für den Zeitraum 1975 bis 1981 errechnet werden. Diese geringe Zahl von Prognosen läßt zwar keine statistisch gesicherten Schlüsse zu, kann aber bereits erste Hinweise auf die Prognosegüte des Ansatzes geben.

Als deskriptive Bestimmungsgrößen der Prognosegüte sind in Tabelle 1 der mittlere Prognosefehler, der mittlere absolute Prognosefehler und der

⁴ Der Prognose des Instituts für Weltwirtschaft liegen verschiedene Ansätze zugrunde. Neben dem monetären Ansatz wird regelmäßig ein ökonometrisches Modell für die Bundesrepublik geschätzt, außerdem werden die bekannten konjunkturellen Frühindikatoren analysiert.

⁵ Mitglieder der Arbeitsgemeinschaft sind das Deutsche Institut für Wirtschaftsforschung, Berlin, das HWWA-Institut für Wirtschaftsforschung – Hamburg, das IFO-Institut für Wirtschaftsforschung, München, das Rheinisch-Westfälische Institut für Wirtschaftsforschung, Essen, und das Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel.

Tabelle 1
**Prognose und Realität – Die Veränderungen
 der realen Inlandsausgaben 1975 - 1980**

Prognose- jahr	Veränderung der realen Inlandsausgaben gegenüber dem Vorjahr – Realisation	Einperiodenprognosefehler ^{a)}			
		Institut für Weltwirtschaft	Arbeits- gemeinschaft der Forschungs- institute	ex-ante- Prognose	ex-post- Prognose
1975	+ 0,8	+ 2,8	+ 2,0	- 1,8	+ 0,4
1976	+ 5,0	- 1,1	- 1,2	+ 1,1	- 1,0
1977	+ 2,9	+ 2,7	+ 2,3	+ 1,4	+ 0,6
1978	+ 3,9	- 0,1	- 1,0	- 0,3	+ 1,7
1979	+ 6,1	- 1,8	- 2,1	+ 0,4	+ 0,9
1980	+ 1,8	+ 0,1	+ 0,4	- 1,5	- 1,5
1981	- 2,5	+ 1,4	+ 2,4	+ 0,6	- 1,1
mittlerer Prognosefehler ^{b)}		+ 0,57	+ 0,40	- 0,01	+ 0,00
mittlerer absoluter Prognosefehler ^{c)}		1,43	1,63	1,01	1,03
mittlerer quadratischer Prognosefehler ^{d)}		1,76	1,78	1,15	1,11

a) Abweichung der Prognose von der Realisation in Prozentpunkten, + (-) ist Ausdruck einer Überschätzung (Unterschätzung).

b) Berechnet als $\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\Delta Y_{\text{geschätzt}} - \Delta Y_{\text{realisiert}})$.

c) Berechnet als $\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |\Delta Y_{\text{geschätzt}} - \Delta Y_{\text{realisiert}}|$.

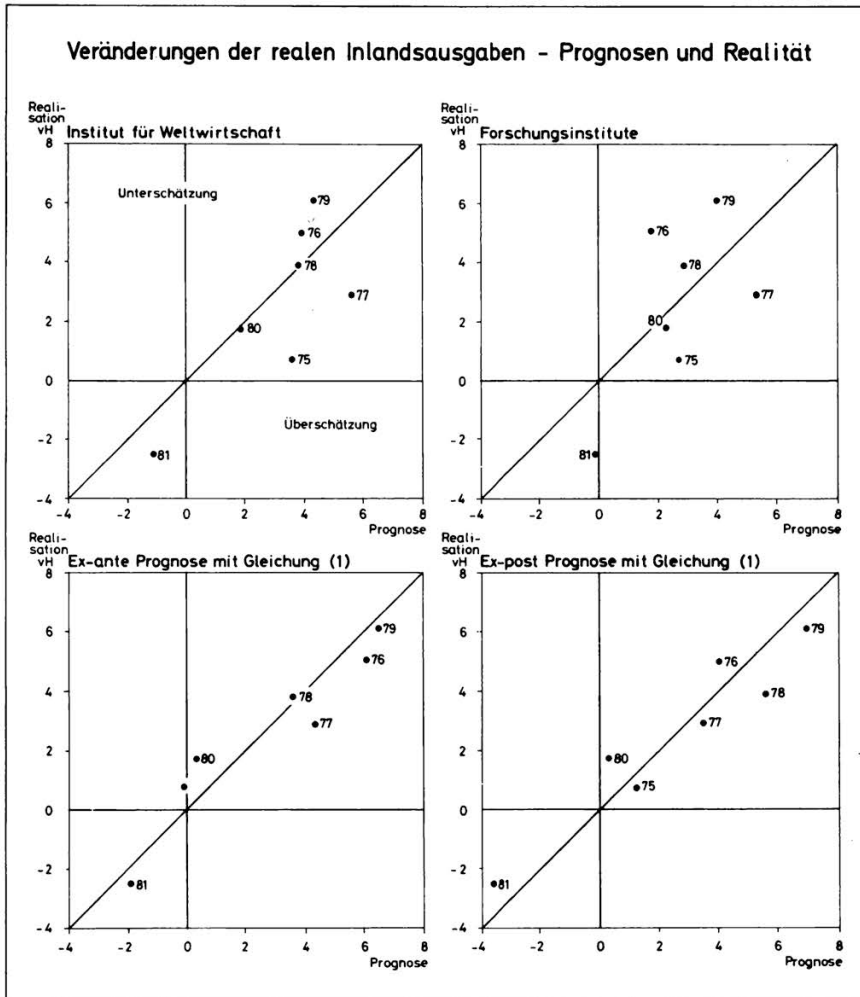
d) Berechnet als $\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\Delta Y_{\text{geschätzt}} - \Delta Y_{\text{realisiert}})^2}$.

Quelle: Arbeitsgemeinschaft deutscher wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute, Die Lage der Weltwirtschaft und der Deutschen Wirtschaft, lfd. Jgg.; Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel, Die Weltwirtschaft, lfd. Jgg.; eigene Berechnungen.

mittlere quadratische Prognosefehler aufgeführt. Der mittlere Prognosefehler kann aufzeigen, ob systematische Über- oder Unterschätzungen vorgenommen werden. Als Maß für die Prognosegüte ist der mittlere absolute Prognosefehler jedoch besser geeignet, da positive und negative Prognosefehler sich hier nicht ausgleichen. Bei vielen Prognosen kommt es insbesondere darauf an, einzelne Fehlprognosen größeren Ausmaßes zu vermeiden. Deshalb wird der mittlere quadratische Prognosefehler allgemein als wichtigstes Meßkonzept angesehen.

In Tabelle 1 sind die Abweichungen der einzelnen Prognosen von der tatsächlichen Entwicklung der realen Inlandsausgaben dargestellt. Die Prognosefehler des Instituts für Weltwirtschaft und der Arbeitsgemeinschaft sind sehr ähnlich, dies läßt sich dadurch erklären, daß das Institut Mitglied der Arbeitsgemeinschaft ist. Während der mittlere quadratische Prognosefehler der beiden Institutionen bei rd. 1,75 Prozentpunkten liegt, beträgt er bei den mit Hilfe des monetären Ansatzes erstellten ex-ante-Prognosen nur 1,15 Prozentpunkte. Tabelle 1 zeigt, daß bei Kenntnis der exogenen Variablen der Prognosefehler nur wenig niedriger ausgefallen wäre als bei einer Prognose der exogenen Variablen.

Schaubild 2



In Schaubild 2 sind die Abweichungen zwischen den tatsächlichen Werten und den prognostizierten Werten abgebildet. Bei einer völligen Übereinstimmung liegen die Werte auf einer Geraden, die einen 45°-Winkel zu den Koordinaten bildet. Diese Bezugslinie erleichtert die Interpretation der Prognoseergebnisse. Es wird deutlich, daß die traditionellen Konjunkturprognosen sich im untersuchten Zeitraum weitgehend an der trendmäßigen Zuwachsrate der Inlandsnachfrage von rd. 3 - 4 v.H. orientiert haben. Deshalb wurde die Wirtschaftsentwicklung im Abschwung (1975) überschätzt während in der Hochkonjunktur (1979) eine Unterschätzung der Inlandsnachfrage erfolgte. Der monetäre Ansatz gibt ein wesentlich besseres Bild des Konjunkturverlaufs, er scheint die zyklische Bewegung der Inlandsnachfrage jedoch sogar noch zu überzeichnen. In der Hochkonjunktur (1976) ist eine Überschätzung und in der Rezession (1975, 1980, 1981) ist eine Unterschätzung der tatsächlichen Entwicklung zu beobachten. Der monetäre Ansatz vermittelt somit insgesamt nicht nur treffsichere Prognosen, sondern bildet auch die zyklische Entwicklung der wirtschaftlichen Aktivität besser ab.

III. Die Untersuchung möglicher Fehlerquellen

In diesem Abschnitt sollen mögliche Fehlerquellen, die bei der Konjunkturprognose mit Hilfe einer Regressionsgleichung auftreten können, näher untersucht werden. Im einzelnen werden die folgenden vier Ursachen für Abweichungen der prognostizierten von den tatsächlichen Werten analysiert:

- Arbeitstage- und Witterungseffekte
- Veränderungen in den Parametern der Schätzgleichung
- Vorhersagefehler bezüglich der exogenen Variablen
- Revisionen des statistischen Basismaterials.

1. Der Einfluß von Arbeitstage- und Witterungseffekten

In Tabelle 2 ist der Einfluß der unterschiedlichen Zahl der Arbeitstage und der Witterung auf die Zuwachsrate der realen Inlandsausgaben dargestellt. Die errechneten Werte sind vorsichtige Schätzungen. So sind im Witterungseffekt ausschließlich die Wirkungen im Bausektor enthalten, da allein in diesem Bereich die Zahl der durch Witterungseinflüsse ausgefallenen Tagewerke bekannt ist. Andererseits muß bedacht werden, daß Arbeitstage- und Witterungseffekte nur im Fall einer hohen Kapazitätsauslastung voll produktionswirksam werden. Aus diesem Grund ist es nicht unproblematisch, die genannten Effekte direkt in der Schätzgleichung zu berücksichtigen.

Trotzdem erscheint es sinnvoll zu untersuchen, ob die Berücksichtigung von Arbeitstage- und Witterungseffekten zur Erklärung der Prognosefehler teilweise beitragen kann. Korrigiert man die ex-post-Prognose in Tabelle 1 um die in Tabelle 2 errechneten Effekte, so verringert sich im Zeitraum 1975 - 1980 der mittlere absolute Prognosefehler von 1,02 auf 0,75 und der mittlere quadratische Fehler von 1,12 auf 0,68 Prozentpunkte. Diese Ergebnisse verstärken den Eindruck, daß die Schätzgleichung richtig spezifiziert ist und lassen es als sinnvoll erscheinen, Arbeitstage- und Witterungseffekte in die Prognose einzubeziehen. Während Arbeitstageeffekte bereits im voraus bekannt sind, ist dies bei Witterungseffekten nicht der Fall. Es kann jedoch – für die Prognose – eine normale Witterung unterstellt werden. So ließ z.B. die extrem ungünstige Witterung im 1. Quartal 1979 es als ratsam erscheinen, aufgrund dieses Basiseffekts die Prognose für die realen Inlandsausgaben 1980 nach oben zu korrigieren.

Tabelle 2
**Der Einfluß von Arbeitstage- und Witterungseffekten
 auf die Veränderung der realen Inlandsausgaben**

	Arbeitstageeffekt ^{a), b)}	Witterungseffekt ^{a), c)}	Summe
1975	+ 0,1	+ 0,1	+ 0,2
1976	+ 0,7	- 0,3	+ 0,4
1977	- 0,3	+ 0,1	- 0,2
1978	- 0,2	- 0,1	- 0,3
1979	- 0,1	- 0,3	- 0,4
1980	+ 0,1	+ 0,4	+ 0,5

a) Veränderung gegenüber dem Vorjahr in Prozentpunkten.

b) Errechnet auf der Basis der effektiven Kalenderarbeitstage, Gewicht der betroffenen Bereiche 50 v. H.

c) Errechnet auf der Basis der Ausfalltagewerke je Beschäftigten im Baugewerbe, Gewicht des Bausektors rund 13 v. H.

2. Die Stabilität der Parameter der Schätzgleichung

Bei Prognosen mit Hilfe einer geschätzten Regressionsgleichung wird unterstellt, daß die für den Schätzzeitraum ermittelte Regressionsbeziehung auch für den Prognosezeitraum gilt. Wegen der vielfältigen Veränderungen in den ökonomischen Rahmenbedingungen erscheint es notwendig zu untersuchen, ob diese Bedingung erfüllt ist. Ein Strukturbruch kann zwar

niemals für die Zukunft ausgeschlossen werden, es kann jedoch untersucht werden, ob Veränderungen in den Rahmenbedingungen – die in der Vergangenheit beobachtet werden konnten – zu einer Instabilität der Parameter der Schätzgleichung geführt haben. Nachdem wir bisher die Prognosequalität relativ zu anderen Prognosen untersucht haben, steht jetzt die Prognosegüte im Zeitablauf im Vordergrund.

Ein statistisches Verfahren zur Untersuchung der Stabilität der Parameter von Schätzgleichungen im Zeitablauf wurde von *Brown, Durbin, Evans* (BDE) (1975) beschrieben. Es beinhaltet verschiedene Tests, da Strukturbrüche die Parameter in vielfältiger Weise verändern können. „Time-trending regressions“ beinhalten Untersuchungen, ob die Schätzfehler signifikant verringert werden können, wenn die Koeffizienten der Schätzgleichung als Gruppe zusätzlich als Funktion der Zeit abgebildet werden. Wie die Resultate in Tabelle 3 zeigen, kann diese Hypothese bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 v. H. abgelehnt werden.

Die „recursive regressions“ beruhen auf der Berechnung von kumulierten Einperiodenprognosefehlern („cusums“). Dabei umfaßt der Schätzzeitraum jeweils die Perioden 1 bis r , mit $r = k + 1, \dots, T$ (k bezeichnet die Anzahl der exogenen Variablen, T die Zahl der Beobachtungen). Die unter Berücksichtigung der tatsächlichen exogenen Variablen errechneten Prognosefehler werden auch in quadrierter Form („cusums-squared“) berechnet. Die Hypothese instabiler Parameter läßt sich nicht zurückweisen, wenn die kumulierten Prognosefehler zu irgendeinem Zeitpunkt zwischen $k + 1$ und T die vorgegebenen kritischen Werte überschreiten⁶. Die Testergebnisse in Tabelle 3 zeigen, daß bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 v. H. eine Instabilität der Parameter nicht nachgewiesen werden kann.

Bei den „moving regressions“ wird ein konstanter Berechnungszeitraum schrittweise um eine Periode verschoben. Man kann dann untersuchen, ob die Residuen, die für die Verwendung der Kleinstquadrat-Schätzung notwendige Annahme einer konstanten Varianz erfüllen. Der durchgeführte Homogenitätstest (Tabelle 3) läßt nicht darauf schließen, daß die Güte der Schätzung durch Heteroskedastizität beeinträchtigt wurde. Die Analyse der Prognosefehler bei unterschiedlich langen Stützbereichen führt zu dem erwarteten Ergebnis, daß der Prognosefehler um so geringer ausfällt, je länger der Stützbereich ist.

Alle in Tabelle 3 aufgeführten Tests lassen darauf schließen, daß es einen Strukturbruch in der untersuchten Schätzgleichung nicht gegeben hat. Zwar sind während des Beobachtungszeitraums 1957 - 1980 einschneidende

⁶ Die kritischen Werte sind bei *Evans* (1973) angeführt.

Tabelle 3
**Die Stabilität der Parameter der Schätzgleichung im Zeitablauf –
 Ergebnisse der BDE-Tests^{a)}**

Time-trending regressions	F-Stat. 1,13 (7,10)	Kritischer F-Wert 3,14 (5 v. H. Irrtumswahrscheinlichkeit)
Recursive regressions cusum	0,541	kritischer Wert bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 v. H. ^{b)} 0,948
cusum squared	0,3122	kritischer Wert bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 v. H. ^{b)} 0,3598
Moving regressions Homogenitäts-Test	F-Stat. 1,49 (7,10)	kritischer F-Wert 3,14 (5 v. H. Irrtumswahrscheinlichkeit)
mittlerer quadrati- scher Einperioden- prognosefehler bei einer Länge des Stützbereichs von	9 Jahren 13 Jahren 17 Jahren	0,001292 0,000277 0,000166

^{a)} Die Zahl der Freiheitsgrade ist in Klammern angegeben.

^{b)} Die kritischen Werte wurden von *Evans* (1973) entnommen.

Veränderungen in den ökonomischen Rahmenbedingungen erfolgt. So wurde z. B. der Übergang von festen zu flexiblen Wechselkursen vollzogen und vorangekündigte Geldmengenziele wurden eingeführt, ferner mußten sich die Wirtschaftssubjekte sowohl an hohe und niedrige Inflationsraten als auch an ausgeprägte Preisschübe bei einzelnen Gütern (Ölpreiserhöhung) anpassen. Trotz dieser Ereignisse ist aber keine Instabilität der Parameter zu beobachten. Dies läßt erwarten, daß der monetäre Ansatz auch in Phasen ausgeprägter struktureller Anpassungen – wie sie derzeit zu beobachten sind – nichts von seiner Prognosegüte einbüßt.

3. Die Vorausschätzung der exogenen Variablen

Durch die Prognose der exogenen Variablen wird der Prognosefehler der Schätzgleichung zusätzlich erhöht. Die Ergebnisse in Tabelle 1 zeigen jedoch, daß die ex-ante-Prognosen einen nur geringfügig höheren Prognose-

fehler aufweisen als die ex-post-Prognosen. Dies könnte zum einen darauf zurückzuführen sein, daß die Annahmen über die Entwicklung der exogenen Variablen sich als sehr realitätsnah erwiesen haben, zum anderen könnten sich etwaige Prognosefehler hinsichtlich der erklärenden Variablen in ihrer Wirkung hinsichtlich der zu erklärenden Variablen ausgleichen. Ein weiterer möglicher Erklärungsgrund wäre die systematische Berücksichtigung einer dritten Variablen bei der Prognose der exogenen Variablen, die in einem direkten ursächlichen Zusammenhang mit der endogenen Variablen steht.

Tabelle 4
Die Vorausschätzung der exogenen Variablen ΔM , und ΔP_t^a)

Prognosejahr	Zeitpunkt der Prognose	Realisation		Prognosefehler ^{b)}	
		ΔM	ΔP	ΔM	ΔP
1975	12/74	13,8	6,0	- 3,8	- 0,7
1976	1/76	10,4	4,3	+ 2,4	+ 0,7
1977	12/76	8,3	3,7	+ 0,6	+ 0,4
1978	1/78	13,3	2,7	- 5,0	+ 0,8
1979	10/78	7,5	4,1	- 0,1	- 0,4
1980	10/79	2,2	5,5	+ 0,8	- 0,5
1981	10/80	1,1	5,6	+ 4,9	- 1,6
Durchschnitt 1975 - 1980		8,09	4,56	- 0,03	- 0,19
Durchschnittlicher absoluter Fehler 1975 - 1980		-	-	2,51	0,73
Standardabweichung		4,61	1,10	-	-

a) Veränderung gegenüber dem Vorjahr in v. H.

b) In Prozentpunkten, + (-) Überschätzung (Unterschätzung).

Quelle: Schätzungen des Instituts für Weltwirtschaft.

Tabelle 4 zeigt die Annahmen und die tatsächliche Entwicklung der Zuwachsraten der Geldmenge und der Preise. Mit Ausnahme der Prognose für die Geldmengenexpansion in den Jahren 1978 und 1981 und die Preisentwicklung im Jahr 1981 bewegen sich alle Prognosefehler im Rahmen einer Standardabweichung, der durchschnittliche absolute Prognosefehler beträgt rund eine halbe Standardabweichung. Während die Vorausschätzungen der Geldmengenexpansion eher eine zufallsmäßige Fehler-

entwicklung aufweisen, ist bei den Preisprognosen eine systematische Fehlerentwicklung zu erkennen. In Zeiten sinkender Inflationsraten wird die Preisentwicklung überschätzt.

Die Vorausschätzung der Geldmengenexpansion beruht auf Erfahrungen über die wirtschaftspolitischen Zielpräferenzen der Geldpolitik. In der Vergangenheit hat die Bundesbank der Erhaltung der Preisniveaustabilität eindeutig Priorität eingeräumt. Wann immer die Inflationsrate den kritischen Bereich von 4 - 5 v.H. erreichte und sich der Eindruck bei der Zentralbank verstärkte, daß es sich dabei nicht nur um eine vorübergehende Entwicklung handelte, sondern daß die Gefahr bestand, die Inflationserwartungen könnten sich verstärken und auch längerfristig in inländischen Verträgen niederschlagen, wurde die Geldmengenexpansion sofort drastisch reduziert. Umgekehrt wurde insbesondere in solchen Situationen, in denen durch eine reale DM-Aufwertung Stabilität aus dem Ausland importiert wurde und die Inflation niedrig war, eine stärkere Geldmengenexpansion zugelassen, um die inländische Nachfrage insbesondere unter dem Aspekt der Verringerung der Arbeitslosigkeit zu stimulieren. Ein solches geldpolitisches Reaktionsmuster läßt erwarten, daß die Prognosefehler von Geldmenge und Preisen sich teilweise ausgleichen. Dies ist 1978, 1980 und 1981 zu beobachten.

Wie man aus dem Vergleich der ex-ante- und der ex-post-Prognosen in Tabelle 1 ersehen kann, hat die Vorausschätzung der exogenen Variablen für die laufende Periode in keinem Fall dazu geführt, daß Über- oder Unterschätzungen der Gleichung noch verstärkt wurden. Dies könnte vielleicht ein Hinweis darauf sein, daß bei der Vorausschätzung der exogenen Variablen implizit Variablen berücksichtigt werden, deren zusätzliche Berücksichtigung den Regressionszusammenhang noch weiter verbessern könnte. Dieses Problem soll Gegenstand zukünftiger Untersuchungen sein.

4. Der Einfluß von Revisionen des statistischen Basismaterials

Revisionen des statistischen Basismaterials können die Koeffizienten einer Schätzgleichung beträchtlich verändern und somit auch die Prognosefähigkeit der Schätzgleichung verringern⁷. Revisionen werden regelmäßig vorgenommen, um zusätzliche Informationen, vor allem solche aus der alle 2 Jahre veröffentlichten umfassenderen Umsatzsteuerstatistik, zu berück-

⁷ Oliver (1980) zeigt, daß die Koeffizienten eines einfachen makroökonomischen Modells bei der Umbasierung der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung in Großbritannien von der Preisbasis des Jahres 1970 auf das Jahr 1975 beträchtlich verändert wurden.

sichtigen oder das Preissystem auf ein zeitnäheres Basisjahr umzustellen. Wie Tabelle 5 zeigt, haben solche Revisionen in der Bundesrepublik bisher kaum zu größeren Berichtigungen bei den Veränderungsraten der realen Inlandsausgaben geführt. Die Korrekturen erstreckten sich vor allem auf die einzelnen Nachfragekomponenten des Sozialprodukts. Die Schätzgleichung wurde somit durch die relativ geringen Revisionen und den langen Stützzeitraum kaum verändert.

Tabelle 5
Die Revision der volkswirtschaftlichen
Gesamtrechnung 1977 - 1980 – Veränderung der realen Inlandsausgaben
gegenüber dem Vorjahr in v. H.

Datum der Revision	Veröffentlichte Jahresergebnisse für					
	1974	1975	1976	1977	1978	1979
1977/9	- 1,1	+ 0,3	+ 5,4			
1978/2	- 1,1	+ 0,3	+ 5,4	+ 2,3		
1978/9	- 1,1	+ 0,5	+ 5,5	+ 2,6		
1979/2		+ 0,6	+ 4,8	+ 2,8	+ 3,9	
1979/9		+ 0,8	+ 5,0	+ 2,6	+ 3,9	
1980/2			+ 5,0	+ 2,6	+ 3,9	+ 5,7
1980/9			+ 5,0	+ 2,9	+ 3,9	+ 6,1

Quelle: Statistisches Bundesamt, Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung, lfd. Jgg.

Literaturverzeichnis

Boss, Alfred, Günter Flemig, Enno Langfeldt, Rüdiger Soltwedel, Peter Trapp und Norbert Walter: Überwindung der Konjunkturschwäche in der Bundesrepublik Deutschland, in: Die Weltwirtschaft 1978, Heft 2, S. 23 - 51. – *Brown, Robert L., James Durbin und John M. Evans:* Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time, Journal of the Royal Statistical Society, Ser. B37, No. 2, 1975, S. 149 - 192. – *Engel, Günther, Herbert Möller und Gunnar von Weltzien:* Die Wirkung der Geldpolitik auf Preisniveau und Realeinkommen in der Bundesrepublik Deutschland 1965 - 1975, in: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Bd. 195/2, 1980, S. 97 - 118. – *Evans, John M.:* Users Guide to TIMVAR, Central Statistical Office, 1973, unveröffentlichtes Manuskript. – *Friedman, Milton:* The Role of Monetary Policy, in: American Economic Review, Vol. 58, 1968, S. 1 ff. – *Neumann, Manfred J. M.:* The Impulse-Theoretic Explanation of Changing Inflation and Output Growth: Evidence from Germany, in: *Brunner, Karl and Alan H. Meltzer (Eds.), The Problem of Inflation*, Amsterdam 1978, S. 233 - 269. – *Oliver, F. R.:* Rebased and Revised Data – Their Effects on Econometric Estimates, in: Economic Letters, No. 4, 1979, S. 355 - 359. – *Trapp, Peter:* Geldmenge, Ausgaben und Preisanstieg in der Bundesrepublik Deutschland, Tübingen 1976.

Zusammenfassung

Kann eine monetäre Schätzgleichung zur Verbesserung der Konjunkturprognosen beitragen?

Das Eingleichungsmodell, in dem Veränderungen der Geldmenge $M1$ und des Preisniveaus als Erklärende für Veränderungen der realen Inlandsausgaben verwendet werden, erweist sich in seiner Prognosefähigkeit im Zeitraum 1975 - 1981 anderen Prognosen gegenüber als überlegen. Insbesondere in Phasen ausgeprägter zyklischer Ausschläge sind die Prognosefehler des Modells geringer. Die Prognosegüte des Modells kann durch die indirekte Berücksichtigung von Witterungs- und Arbeitseffekten noch zusätzlich verbessert werden. Trotz beträchtlicher Veränderungen der ökonomischen Rahmenbedingungen und trotz der Revisionen des statistischen Basismaterials läßt sich die Annahme, daß die Parameter der Schätzgleichung im Zeitablauf relativ stabil sind, nicht widerlegen.

Summary

Can a Monetary Estimating Equation Contribute to Improvement of Trade Cycle Forecasts?

The single-equation model in which changes in the money supply $M1$ and the price level are used as explanatory variables responsible for changes in real domestic expenditures proved in the period from 1975 - 1981 to have a prediction accuracy superior to that of other forecasts. Particularly in phases of marked cyclical fluctuations, the model's forecasting errors are smaller. The forecasting efficiency of the model can be additionally improved by indirect allowances for weather and labour effects. Despite considerable changes in general economic conditions and despite revision of the statistical base data, the assumption that the parameters of the estimating equation remain relatively stable over time cannot be refuted.

Résumé

Une équation monétaire d'évaluation est-elle en mesure de contribuer à l'amélioration des prévisions conjoncturelles?

Le modèle d'une équation dans lequel les variations de la masse monétaire $M1$ et du niveau des prix sont exploitées pour expliquer les variations des dépenses intérieures réelles, apparaît dans sa capacité anticipative pour la période 1975 - 1981 supérieur à d'autres prévisions. Les erreurs d'anticipation du modèle sont plus faibles en particulier dans les phases d'oscillations cycliques marquées. La qualité prospective du modèle peut encore s'améliorer par la considération indirecte d'effets tant saisonniers que sur le marché du travail. En dépit de profondes mutations des conditions économiques générales et malgré les révisions du matériel statistique de base, l'on ne peut réfuter l'hypothèse selon laquelle les paramètres de l'équation d'évaluation demeurent relativement stables dans le temps.