

# Voraussagen der Kommission für Konjunkturfragen und Modellprognosen 1967–1970

## *Eine vergleichende Auswertung*

Von Kurt Schiltknecht und Peter Zweifel, Zürich

### *1. Einleitung*

Der erste Entwurf eines ökonomischen Modells für die schweizerische Volkswirtschaft erschien 1970 [1]. Im Anschluss daran lag das Schwergewicht der Arbeiten auf

- der Verbesserung der Strukturgleichungen,
- der Anwendung des Modells zur Simulation wirtschaftlicher Abläufe,
- der Überprüfung der Prognosegüte des Modells.

In gesonderten Aufsätzen ist über die Verbesserung der Strukturgleichung für den Wohnungsbau und derjenigen für die Nominallöhne berichtet worden [2]. Einen kurzen Abriss über weitere wesentliche Änderungen von Strukturgleichungen gibt der Anhang I zum Bericht der Kommission für Konjunkturfragen über «Ziele, Mittel und Träger der Konjunkturpolitik» [3]. Kurze Kommentare zu den wichtigsten Modelländerungen finden sich auch in den Simulationsstudien über die Bedeutung des Angebotes von ausländischen Arbeitskräften und ausländischem Kapital für die schweizerische Volkswirtschaft [4]. Weitere Arbeiten zur Verbesserung der Strukturgleichungen sind im Gange und haben teilweise bereits Eingang ins Modell gefunden [5]. An dieser Stelle wird verzichtet, auf das revidierte Modell einzutreten. Eine umfassende Darstellung der revidierten Fassung des Modells und deren theoretische Fundierung ist in Vorbereitung. Der vorliegende Aufsatz beschränkt sich im wesentlichen auf eine systematische Untersuchung der Prognoseleistung des revidierten Modells.

Ziel eines ökonomischen Modells muss seine praktische Anwendung sein. Seine tatsächliche Verwendbarkeit hängt davon ab, ob das Modell ein bestimmtes Problem besser lösen hilft als andere Verfahren. Hier geht es um das Prognoseproblem; deshalb wurden die Voraussagen des Modells mit den Prognosen der Kommission für Konjunkturfragen und vier sogenannten «naiven» Prognoseverfahren verglichen.

Diese Untersuchung bot zahlreiche Schwierigkeiten. Seit 1970 werden die Daten der Nationalen Buchhaltung nicht mehr vollständig publiziert. Für diese Zeit lassen sich die Modellprognosen nicht zuverlässig beurteilen. Auf der andern Seite liegen mehr oder weniger präzise formulierte Prognosen der Kommission für Konjunkturfragen erst seit 1967 vor. Es ergab sich zwangsläufig eine Beschrän-

kung der Untersuchungsperiode auf die Jahre 1967–1970. Für diese Periode konnten mit dem Modell keine Prognosen im engsten Sinne erstellt werden. Um trotzdem zu aussagekräftigen Resultaten zu gelangen, wurde versucht, die bei eigentlichen Ex-ante-Prognosen gegebenen Bedingungen einzuhalten. Nun kann man sich im heutigen Zeitpunkt nicht in die Situation eines Prognostikers der Jahre 1966–1969 zurückversetzen. Als Ausweg blieb eine rein mechanistische Berechnung der Prognosewerte für die exogenen Variablen und die Übernahme der Modellberechnungen ohne jede Korrektur. So wurde auf die weitverbreitete Adjustierung der Konstanten in den Strukturgleichungen verzichtet. Die Bedeutung der Konstantenadjustierung für ein Modell kann am Beispiel des «Wharton-School-Model» gezeigt werden. Mit dieser Methode konnten die Prognosefehler des Modells in den Jahren 1966–1969 um mehr als die Hälfte gesenkt werden [6]. Die Bedingungen, unter denen die vorliegenden Modellprognosen für die Jahre 1967–1970 erstellt worden sind, sind ungünstiger, als sie in Wirklichkeit gewesen wären. Diese «Benachteiligung» war im Hinblick auf eine aussagekräftige Analyse der Modellprognose unumgänglich. Bei jedem anderen Vorgehen hätte die Gefahr einer Verletzung der Ex-ante-Prognosebedingungen bestanden.

## *2. Die Prognose der exogenen Variablen*

Das revidierte Modell weist gegenüber dem ursprünglichen Modell keine neuen exogenen Variablen auf. Das Vorgehen beim Prognostizieren der exogenen Variablen war sehr einfach. Sofern die exogenen Variablen einen Trend aufwiesen, wurden die Prognosen mit Hilfe der folgenden Ansätze erstellt:

$$E = a_0 + a_1 \cdot T$$

$$E = b_0 + b_1 \cdot T^2$$

$$E = c_0 + c_1 \cdot T + c_2 \cdot T^2 \quad (T: \text{Zeit}).$$

Gewählt wurde jeweils der Ansatz mit dem kleinsten Standardfehler. Häufig wiesen aber die Residualgrößen der letzten Jahre der Beobachtungsperiode auf eine systematische Über- bzw. Unterschätzung der zu prognostizierenden Größen hin. In solchen Fällen gab die kleinere systematische Fehlschätzung in den letzten Jahren des Beobachtungszeitraumes den Ausschlag. Folgende exogene Variablen wurden mit Hilfe des Zeittrendverfahrens prognostiziert (in Klammern werden die im ursprünglichen Modell verwendeten Variablenbezeichnungen angegeben) [7]:

Konsumausgaben der öffentlichen Hand (CG), sämtliche Abschreibungen (CFCD, CFED, CB, CRD), Saldo zwischen den Aktiven der Nationalbank und den ausgegebenen Banknoten (DT), Zölle auf den Erdölimporten (DUTEN), Faktoreinkommen aus dem Ausland (FY1), ans Ausland bezahltes Faktorein-

kommen (FY2), schweizerische Bevölkerung (POPSW), Proxy zur Erfassung der spekulativen Erdölimporte (SPEC), öffentliche Subventionen an Unternehmungen (SUB), öffentliche Überweisungen ans Ausland, netto (UG), öffentliche Überweisungen an die Haushalte, netto (UHG), Transferzahlungen aus dem Ausland an die Haushalte (UI), Gewinne der Sozialversicherungen (UWH), Index für ein gewichtetes «Welteinkommen» zu laufenden Preisen (WINC) und «Gewinne» der öffentlichen Unternehmungen (YG).

Für die Modellprognosen wurde weiter angenommen, dass der Zinssatz auf amerikanischen Obligationen (INTUS) sich gegenüber dem Vorjahr nicht verändern und dass kein öffentlicher Kapitalimport auftritt ( $OKM = 0$ ). Die Schätzungen der Import- und Exportpreise sowie der öffentlichen Investitionen basieren auf etwas spezielleren Ansätzen. Sie sind theoretisch eher schwach fundiert. In der Gleichung für den Exportpreisindex findet sich neben einem Zeittrend die Trendabweichung des Welteinkommensindex (WINC-WINCT) als eine Art «excess-demand-Variable» des Weltmarktes. Der Auftragsbestand in der schweizerischen Maschinenindustrie (UO) soll den schweizerischen Konjunkteinfluss repräsentieren:

$$PX_t = d_0 + d_1 \cdot T + d_2 \cdot (WINC-WINCT)_t + d_3 \cdot UO_{t-1}.$$

Ähnlich sieht der Ansatz des Importpreisindex (PM) aus. Hier dient ein Zeittrend (T51–58) vor und ein Zeittrend (T59–6.) nach der Währungsliberalisierung als erklärende Variable. Daneben wird wiederum die Trendabweichung des Welteinkommensindex verwendet. Eine Dummyvariable (DUM7) steht für den Einfluss des Koreakrieges auf die Weltmarktpreise:

$$PM = e_0 + e_1 \cdot T51-58 + e_2 \cdot T59-6. + e_3 \cdot (WINC-WINCT)_t + e_4 \cdot DUM7.$$

Die öffentlichen Investitionen schliesslich werden durch die für das Jahr geplanten öffentlichen Bauvorhaben sowie die öffentlichen Investitionen des Vorjahres erklärt.

Dieser kurze Abriss zeigt, dass die Qualität der Prognosen der exogenen Variablen ohne grosse Schwierigkeiten hätte verbessert werden können. Dies trifft insbesondere für die zwei entscheidenden exogenen Variablen zu, nämlich für die Konsumausgaben der öffentlichen Hand und den Welteinkommensindex. Für die Prognose beider Grössen liegen jeweils im Prognosezeitpunkt schon Informationen (z. B. Budgets der öffentlichen Körperschaften oder Voraussagen über die Einkommensentwicklung der Industrieländer) vor, die bei dieser Arbeit nicht berücksichtigt wurden.

Ein zweiter Satz von «unechten» Modellprognosen stützt sich auf die wahren Werte der exogenen Grössen. So kann man beurteilen, ob die Prognosefehler

letztlich auf eine ungenügende Modellstruktur oder auf ungenügende Voraussetzungen der exogenen Variablen zurückzuführen sind.

### 3. Einige Ergebnisse von Ex-post-Prognosen

Vor der Untersuchung der Ex-ante-Prognosen wurden mit dem Modell Ex-post-Prognosen erstellt. Ex-post-Prognosen erhält man bei der Lösung des Modells innerhalb der Beobachtungsperiode, im vorliegenden Fall 1951–1969 [8]. Dabei wurden die für den Zeitraum 1951–1969 geschätzten Koeffizienten der Strukturgleichungen verwendet. Ex-post-Prognosen haben keinen sehr grossen Aussagewert für die Qualität eines Modells. Dies trifft insbesondere für die Ergebnisse einer statischen Modelllösung zu. Darunter versteht man die Lösung des Modells unter Verwendung der wahren exogenen und wahren zeitverzögerten endogenen Variablen. Wenn in den einzelnen Strukturgleichungen vor allem zeitverzögerte und exogene Grössen als erklärende Variablen vorkommen, ist es nur eine Frage der aufgewendeten Zeit, bis man bei der statischen Modelllösung gute Ergebnisse erhält. Mehr Aussagekraft besitzt deshalb die dynamische Modelllösung. Hier gehen mit Ausnahme des ersten Lösungsjahres nicht die wahren, sondern die berechneten zeitverzögerten endogenen Variablen in die Lösung des Modells ein. Bei einer dynamischen Lösung können sich die Fehler aufsummieren, so dass die Modellösungen mit zunehmender Entfernung vom Ausgangsjahr immer mehr von den wahren Werten abweichen. Dies trifft beim schweizerischen Modell nicht zu. Die dynamischen Modellösungen sind, auch im internationalen Vergleich gesehen, sehr befriedigend [9]. Die durchschnittlichen Fehler des realen bzw. nominalen Bruttoinlandproduktes betragen in der Periode 1951–1969 2,53% bzw. 2,45% (vgl. Fig. 1) [10]. Die entsprechenden Werte für die statische Lösung liegen bei 1,2% bzw. 1,7%. Auf Grund dieser guten Resultate schien die Durchführung eines Ex-ante-Prognose-Tests gerechtfertigt.

### 4. Zur Messung der Prognoseleistung

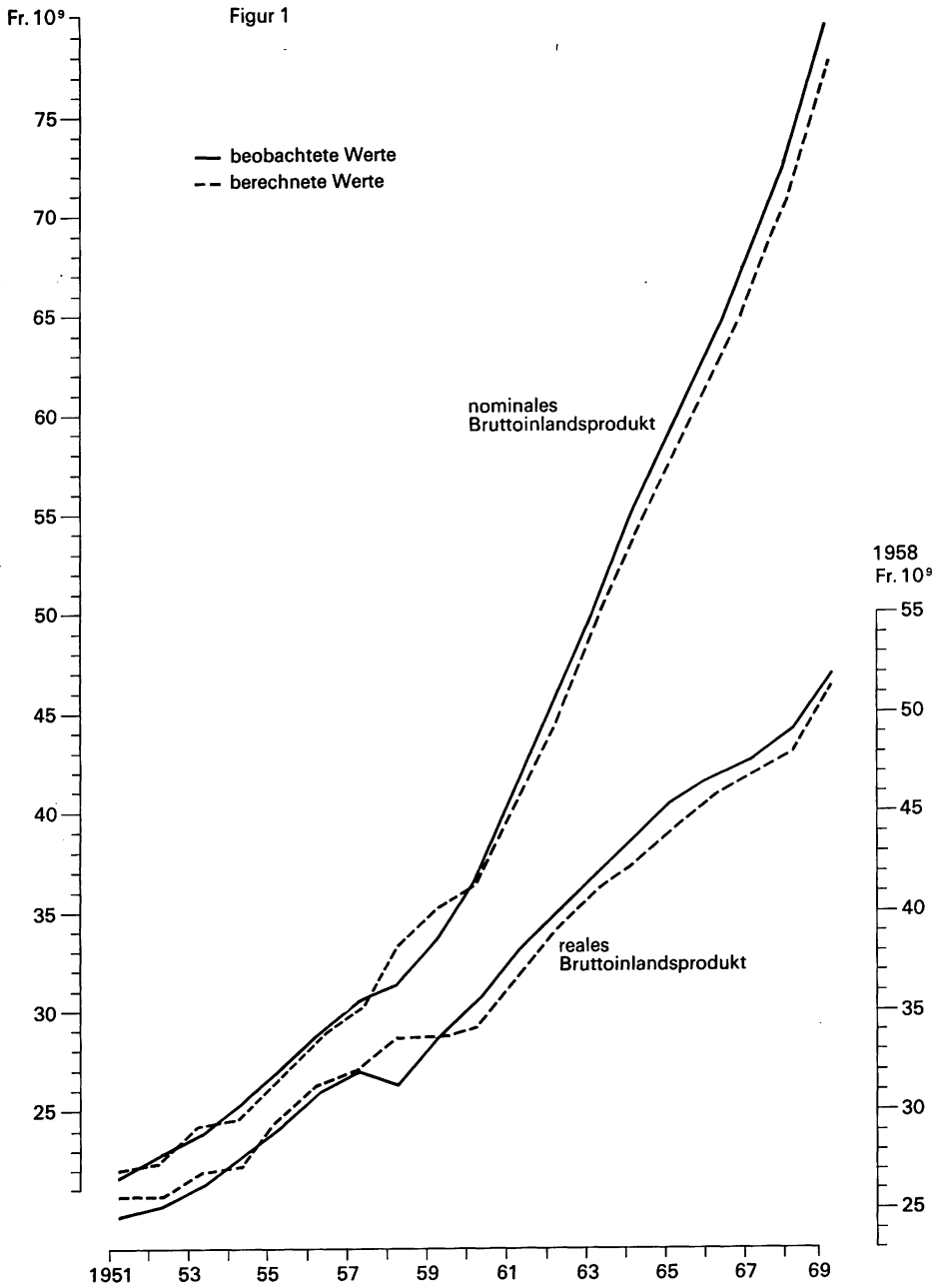
Eine Prognosemethode kann global gesehen eine Tendenz zur Überschätzung oder Unterschätzung der betrachteten Variablen aufweisen. Ein einfaches Messverfahren besteht darin, vorausgesagte Veränderungen mit den beobachteten zu vergleichen. Algebraisch ausgedrückt, werden wir überprüfen, ob

$$V = \frac{\sum_{i=1}^N P_i}{\sum_{i=1}^N R_i} \leq 1$$

P: Prognostizierte Veränderung in Prozenten, Jahr i

R<sub>i</sub>: Realisierte Veränderung in Prozenten, Jahr i

N: Anzahl Jahre



Dieser Test ist nicht sehr streng, wird doch die Verteilung der prognostizierten Gesamtveränderung auf die einzelnen Jahre vernachlässigt. Deshalb sollten die Prognosefehler Jahr für Jahr berechnet werden. Damit sich positive und negative Fehler nicht aufheben, wären wiederum die Absolutwerte zu summieren. In Anlehnung an Theil [11] hat sich aber der mittlere quadratische Fehler (MQF) bzw. dessen positive Wurzel durchgesetzt. Die Verwendung des MQF geht von zwei Voraussetzungen aus: a) Über- und Unterschätzungen verursachen in gleichem Masse gesamtwirtschaftliche Verluste, und b) grosse Prognosefehler führen zu überproportionalen Verlusten. Das MQF ist gegeben durch

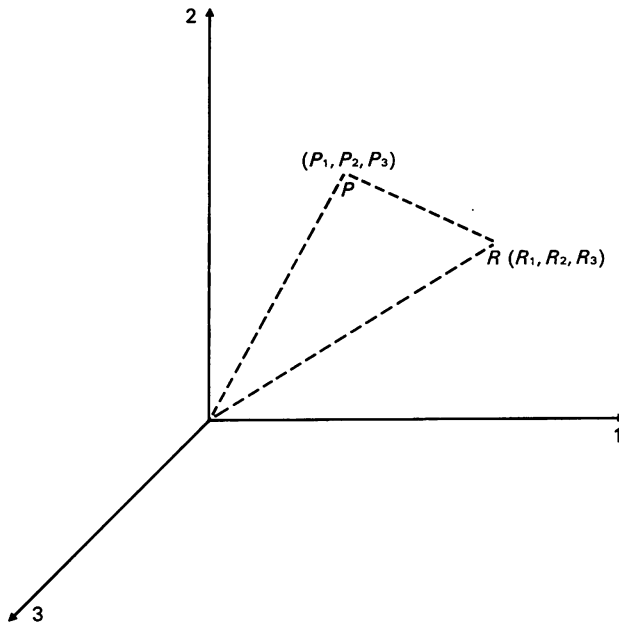
$$\text{MQF} = \frac{\sum_{i=1}^N (P_i - R_i)^2}{N}$$

Eng verwandt mit dem MQF ist Theils Ungleichheitskoeffizient U. Er wird in zwei Versionen verwendet:

$$U_1 = \frac{\sqrt{1/N \sum (P_i - R_i)^2}}{\sqrt{1/N \sum P_i^2} + \sqrt{1/N \sum R_i^2}} \quad U_2 = \frac{\sqrt{1/N \sum (P_i - R_i)^2}}{\sqrt{1/N \sum R_i^2}}$$

$U_2$  berücksichtigt im Gegensatz zum MQF bis zu einem gewissen Grade den Umstand, dass die gleichen Variablen in manchen Perioden deutlich schwieriger vorauszusagen sind als in andern. Da die Beobachtungsperiode fest vorgegeben ist, kommt  $U_2$  in unserer Untersuchung nicht zur Anwendung. Der Index  $U_1$  andererseits bietet keinen wirklichen Vergleich zwischen Prognosen und Beobachtungen mehr, erscheinen doch die Prognosewerte auch im Nenner. Dafür misst  $U_1$  den Prognoseerfolg mit Werten zwischen 0 und 1.  $U = 0$  bedeutet maximale Voraussagegenauigkeit ( $P_i = R_i$ , für alle  $i$ ). Der Wert 1 wird in zwei Fällen erreicht. Bei beiden kann man berechtigterweise von einem gänzlichen Versagen der Prognosemethode sprechen: Entweder lautete die Voraussage stets auf «keine Veränderung» ( $P_i = 0$ , für alle  $i$ ), obschon mindestens einmal eine Veränderung eintraf. Oder man prognostizierte mindestens einmal eine Veränderung, obschon die Variable während der ganzen Beobachtungsperiode konstant blieb ( $R_i = 0$ , für alle  $i$ ). Wenn schliesslich überhaupt keine Veränderungen beobachtet und auch prognostiziert wurden ( $R_i, P_i = 0$ , für alle  $i$ ), ist  $U_1$  nicht definiert. Dieser Fall ist denkbar, aber sehr unwahrscheinlich. Für  $N = 3$  kann man auf einfache Art zeigen, dass  $U_1$  immer  $\leq 1$  ist.

Figur 2



In Figur 2 beschreiben die drei Voraussagen (P) und Realisationen (R) je einen Punkt im Raum. Im Dreieck OPR gibt der Zähler die Distanz zwischen P und R an, während die beiden Ausdrücke im Nenner den Schenkeln OP bzw. OR entsprechen. Nur wenn das Dreieck zur Geraden PR zusammenfällt, erreicht  $U_1$  sein Maximum mit  $U_1 = 1$ .

An die zeitliche Verteilung der Prognosewerte stellt man eine ganz spezielle Anforderung: Sie soll die Extremwerte zu den gleichen Zeitpunkten aufweisen wie die beobachteten Werte. Da wir die Veränderungen der Variablen zur Ausgangsbasis nehmen, ergibt sich daraus die Forderung, Wendepunkte richtig vorausszusagen. Um die möglichen Fehler unterscheiden und beurteilen zu können, empfiehlt sich das Aufstellen einer Prognosetabelle [12]. Die Standardaufteilung Wendepunkt/kein Wendepunkt genügt nicht, denn die Veränderungsrate können ein Minimum oder ein Maximum annehmen. Für die Wirtschaftspolitik macht es einen Unterschied, ob eine Prognosemethode einen Wiederaufschwung oder einen Wiederabschwung prophezeit. In Tabelle 1 sind die neun möglichen Kombinationen aufgeführt. Ob man sich auf die Wendepunktprognose einer bestimmten Methode verlassen kann, zeigt die bedingte Häufigkeit  $Z_1 = (a + e) / (a + b + d + e)$ . Dieser Zuverlässigkeitsindex  $Z_1$  erreicht den Wert 1, wenn jeder vorausgesagte Umschwung tatsächlich eintritt. Einen zweiten, allgemeineren

Tabelle 1  
Wendepunktanalyse

Prognose Ereignis	Wendepunkt (Maximum)	Wendepunkt (Minimum)	Kein Wendepunkt
Wendepunkt ..... (Max. Veränderung)	a	d	g
Wendepunkt ..... (Min. Veränderung)	b	e	h
Kein Wendepunkt .....	c	f	i

Zuverlässigkeitsindex  $Z_2$  erhält man, wenn man den Anteil der richtigen Voraussagen am Total der Voraussagen berechnet:  $Z_2 = (a + e + i)/(a + b + \dots + i)$ .

Je nach verwendeter Prognosemethode werden MQF,  $U_1$ ,  $Z_1$  und  $Z_2$  verschiedene Werte annehmen. Es wäre interessant, die Differenzen zwischen den Indexwerten einem Signifikanztest zu unterwerfen. Wenn die einzelnen Abweichungen  $(R_i - P_i)$  normal und unabhängig voneinander verteilt sind, lässt sich der MQF in eine  $\chi^2$ -Variable mit  $N$  Freiheitsgraden überführen. Die Differenz zweier MQF wäre wiederum  $\chi^2$ -verteilt mit  $2N$  Freiheitsgraden [13]. Über die Verteilung von  $U_2$  sind nur asymptotische Näherungen bei unendlichem Stichprobenumfang bekannt [14]. Bei  $U_1$  sind die Voraussetzungen noch ungünstiger, weil Zähler und Nenner nicht unabhängig voneinander verteilt sind. Im Hinblick auf die vorliegenden minimalen Stichprobenumfänge haben wir deshalb generell auf die Durchführung von Signifikanztests verzichtet.

In erster Linie geht es im folgenden um die Bewertung der Voraussagen der Kommission für Konjunkturfragen (KfK) im Vergleich zu den Prognosen des Modells. Es ist nicht immer leicht, den publizierten Schätzungen der KfK [15] einen konkreten numerischen Wert zuzuordnen; Aussagen wie «es muss mit einer Verlangsamung des Wachstums gerechnet werden» kommen öfters vor. In solchen Fällen gingen wir wie folgt vor: «starke Beschleunigung/Verlangsamung» entspricht einer Differenz von  $\pm 2$  Prozentpunkten, «Beschleunigung/Verlangsamung» von  $\pm 1$  Prozentpunkt im Vergleich zur Änderungsrate des laufenden Jahres. Bei den Modellprognosen sind zwei Varianten zu unterscheiden. Die Resultate von M1 kamen zustande, indem die wahren exogenen Variablen des Prognosejahres für den Input verwendet wurden. Die Resultate von M2 hingegen basieren auf geschätzten exogenen Variablen. Man könnte es sich mit den Voraussagen auch einfacher machen. Vielleicht käme man auf ebenso gute Resultate, wenn man eine der folgenden mehr oder weniger «naiven» mechanistischen Methoden verwendet hätte:



$$\begin{aligned} \text{(N1)} \quad y_{t+1}^* &= \frac{1}{3}(y_t + y_{t-1} + y_{t-2}) \\ \text{(N2)} \quad y_{t+1}^* &= (Y_{t+1}^*/Y_t - 1) \cdot 100, \text{ wobei} \\ & Y_{t+1}^* = a^* + b^*Y_t + c^*Y_{t-1} \\ \text{(N3)} \quad y_{t+1}^* &= d^*y_t + e^*y_{t-1} + f^*y_{t-2} \\ \text{(N4)} \quad y_{t+1}^* &= y_t \end{aligned}$$

$y_{t+1}^*$  : vorausgesagte Veränderungsrate

$Y_{t+1}^*$  : vorausgesagter absoluter Wert

$a^*, b^*, c^*$ : Schätzwerte der Regression

$Y_t = a + bY_{t-1} + cY_{t-2} + u_t$

$d^*, e^*, f^*$ : Schätzwerte der Regression

$y_t = d + ey_{t-1} + fy_{t-2} + v_t$

N1 sagt die Veränderungsrate des folgenden Jahres mit Hilfe des ungewichteten arithmetischen Mittels der letzten drei beobachteten Veränderungsraten voraus. N2 und N3 schätzen die Veränderungsrate auf Grund eines autoregressiven Prozesses. Das eine Mal werden die Bestandesgrößen durch die Bestandesgrößen eine oder zwei Perioden früher erklärt (N2), das andere Mal nimmt man an, die laufende Veränderungsrate hänge von den Veränderungsraten eine bzw. zwei Perioden früher ab. Ob der autoregressive Prozess nach zwei, drei oder noch mehr Perioden abgebrochen wird, ist arbiträr. N4 ist die einfachste der vier Methoden: Sie nimmt an, die zukünftige Veränderungsrate sei gleich der zuletzt beobachteten. Für alle naiven Methoden in dieser Untersuchung gilt, dass sie von einer besseren Datenbasis ausgehen als z. B. die Kommission für Konjunkturfragen im jeweiligen Zeitpunkt der Erarbeitung ihrer Prognosen. Am Ende eines Jahres sind für die meisten laufenden Variablen erst provisorische Schätzungen bekannt. Die Prognosen der naiven Verfahren hingegen stützen sich auf die laufenden Werte.

### *5. Leistungsvergleich der Prognosemethoden 1967–1970*

1967 bis 1970 war eine Periode grosser Veränderungsraten, insbesondere eines raschen Wachstums. Dieses Wachstum war im Bereich des Aussenhandels besonders ausgeprägt, wie die erste Kolonne der Tabelle 2 zeigt.

Alle betrachteten Prognoseverfahren ausser dem Modell haben die Tendenz, die Veränderungsraten zu unterschätzen. Aber auch das Modell sagt die ausserordentlich hohen Zuwachsraten im Aussenhandel (Zeilen 7, 8, 9) nicht voraus. Unabhängig davon, ob wahre (M1) oder nur geschätzte (M2) exogene Variablen in die Berechnung eingingen, liefert das Modell nur für eine bzw. zwei der 13 Variablen die beste Globalprognose (angedeutet durch Schrägstellung). Die

KfK schneidet trotz systematischer Unterschätzung der Veränderungsrate besser ab. Die besten Resultate weist in dieser summarischen Betrachtung N4 auf.

Tabelle 2  
Unterschätzungen ( $V < 1$ ) und Überschätzungen ( $V > 1$ ) der verschiedenen Prognosemethoden 1967–1970, Voraussagehorizont 1 Jahr

Variable	$\sum_1^4 R_i$	$V = \sum_1^4 P_i / \sum_1^4 R_i$						
		KfK	M1	M2	N1	N2	N3	N4
1 GNP	33.3	0.937	1.021	0.862	0.940	0.952	0.919	0.935
2 GNPR	15.0	0.840	1.240	1.193	0.940	1.033	1.320	0.987
3 I	20.1	0.781	1.766	1.632	0.393	0.363	2.303	1.182
4 IC	17.0	1.029	1.565	1.547	0.476	0.665	2.512	1.033
5 IE	25.9	0.618	1.340	1.344	0.463	0.433	1.394	1.162
6 C	30.8	1.000	1.010	1.214	0.955	0.968	0.909	0.937
7 IMPO	52.5	0.688	0.876	1.000	0.562	0.600	0.752	0.702
8 EXPO	46.4	0.888	0.784	0.807	0.931	0.935	0.698	0.964
9 BAL	6.0	0.883	0.700	0.483	1.580	0.998	0.785	1.342
10 YL	32.6	0.905	0.933	0.979	0.911	0.877	0.877	0.844
11 YV	30.5	0.885	1.167	0.921	0.987	1.062	0.951	0.919
12 PROD	12.5	1.000	0.888	0.868	1.120	1.000	0.704	1.111
13 PC	14.4	1.035	0.667	1.264	1.056	1.069	0.708	0.997
14 Überschätzungen:		2	7	6	3	3	4	5
15 Unterschätzungen:		9	6	6	10	9	9	8

*Erklärung der Variablen:* GNP = Bruttosozialprodukt, GNPR = Bruttosozialprodukt zu Vorjahrespreisen, I = Bruttoinlandinvestitionen, IC = Bauinvestitionen, IE = Ausrüstungsinvestitionen, C = Konsumausgaben der Haushalte, IMPO = Importe, EXPO = Exporte, BAL = Saldo der Zahlungsbilanz. YL = Lohneinkommen, YV = verfügbares persönliches Einkommen, PROD = GNPR je Erwerbstätigen, PC = Konsumdeflator.

Alle Variablen (mit Ausnahme von BAL) sind in prozentualen Veränderungen gegenüber dem Vorjahr ausgedrückt. BAL enthält laufende absolute Werte.

Dies hängt mit der Definition von N4 zusammen.  $V = \sum_1^4 P_i / \sum_1^4 R_i$  wird

für N4  $V = \frac{|R_0| + |R_1| + |R_2| + |R_3|}{|R_1| + |R_2| + |R_3| + |R_4|} \approx 1$ , wenn  $R_0, R_4$  in der gleichen

Größenordnung sind wie  $R_1, R_2$  und  $R_3$ .

Um die Abhängigkeit der obigen Aussagen vom Beobachtungszeitraum zu überprüfen, haben wir die gleiche Übersicht noch einmal für die Jahre 1966–1969 zusammengestellt. Diese zweite Stichprobe ist von der ersten nicht unabhängig. Ein Zeitabschnitt aus den fünfziger oder frühen sechziger Jahren hätte einen Test mit grösserer Aussagekraft ergeben. Wenn man aber das Modell in den Vergleich einbeziehen will, gerät man rasch in Schwierigkeiten: Für gewisse Gleichungen brauchte es alle Informationen bis 1965, um zwischen verschiedenen Hypothesen unterscheiden und wählen zu können. Da die KfK für 1966 keine Prognosen

publiziert hat, kann sie nicht in die Betrachtung einbezogen werden. Die Ergebnisse für 1966–1969 entsprechen weitgehend den bisherigen Vermutungen. Zwar neigen Modell und naive Verfahren mit Ausnahme von N4 stärker zur Überschätzung der Gesamtänderung. Wiederum liefert N4 in den meisten Fällen die genaueste Globalvoraussage. N3 sagt auch hier keine einzige Variable mit höchster relativer Genauigkeit voraus, während der Prognoseerfolg des Modells eher schwach ausfällt. Das Modell bestätigt seine Tendenz zur Überschätzung der Gesamtveränderung. Über N1, N2 und N3 lassen sich dazu keine endgültigen Aussagen machen: Der Wechsel von einer Kategorie zur andern kommt sehr häufig vor. Von einer regelmässigen Unter- oder Überschätzung einer und derselben Variablen kann am ehesten beim Modell gesprochen werden. 7 Variablen werden 1966–1969 sowie 1967–1970 mit zu hohen, 4 Variablen mit zu tiefen Gesamtveränderungsraten belegt. Solche Stabilitätseigenschaften sind wichtig, wenn Korrekturverfahren wie z.B. die Konstantenadjustierung angewendet werden sollen.

Wenn wir uns den Kenngrössen MQF und  $U_1$  zuwenden, wandelt sich der Gesamteindruck drastisch. Gemäss Tabelle 3 kommt keine einzige der naiven Methoden an die Prognoseleistung der KfK und des Modells heran. Wenn wir die Grenze zum Prognoseemisserfolg bei  $U_1 > 0.5$  ansetzen, schneiden die Verfahren N1, N2 und N3 bei den Investitionen (Zeilen 18 und 19) sowie beim Zahlungsbilanzsaldo (Zeile 24, mit [!] gekennzeichnet) besonders schlecht ab. Um diesen ersten Eindruck zu erhärten, haben wir zweimal den mittleren Rang der einzelnen Prognoseverfahren berechnet, einmal mit M1, jedoch ohne M2, das andere Mal mit M2, aber ohne M1. Je nachdem ändert die Rangordnung: Bei der Variablen GNP z.B. hat M1 den ersten, KfK den zweiten und N4 den dritten Rang. Mit geschätzten exogenen Variablen (M2) geht Rang 1 an KfK, Rang 2 an N4, und M2 schneidet mit Rang 6 am schlechtesten ab. Solche radikale Umstellungen der Rangordnung sind so häufig, dass die Modellprognose von einem ausgezeichneten mittleren Rang von 2.2 (M1) auf einen sehr schwachen Rang von 4.4 (M2) zurückfällt. Diese Verschlechterung geht auf die Prognose der exogenen Variablen zurück und kann nicht der Spezifikation des Modells angelastet werden. Die Verwendung geschätzter statt wahrer Werte für die exogenen Variablen führt nur in zwei Fällen zu einer Verbesserung der Voraussageleistung (Zeilen 3 und 4). Diese Feststellung ist nicht so selbstverständlich, wenn man an die Erfahrungen mit Modellen der US-Wirtschaft denkt [16]. Aus der Tabelle 3 lässt sich übrigens auch eine Gruppierung in leicht- und schwerprognostizierbare Variablen herauslesen. Zur zweiten Kategorie gehören der Investitions- und der Aussenhandelsbereich (Zeilen 3–5, 7–9). Der tiefe MQF der Variablen BAL ist auf die Wahl der Masseinheit zurückzuführen; der dimensionslose Indikator  $U_1$  dagegen nimmt sehr hohe Werte (0.87 für N3 bei einem Maximum von 1) an.

Tabelle 3  
Mittlerer quadratischer Prognosefehler (MQF) und Theils Koeffizient (UI),  
1967–1970, Voraussagehorizont 1 Jahr

MQF:	KfK	M1	M2	N1	N2	N3	N4
1 GNP .....	0.96	0.67	4.15	3.10	1.63	1.55	1.37
2 GNPR .....	2.97	1.92	4.19	4.18	3.39	3.29	4.76
3 I .....	12.25	47.96	29.02	23.18	19.14	67.39	14.51
4 IC .....	11.15	11.90	9.48	20.17	8.88	65.60	10.56
5 IE .....	12.02	8.90	12.91	15.19	17.29	15.18	4.90
6 C .....	1.23	0.14	3.88	1.93	1.83	1.79	1.74
7 IMPO .....	27.72	20.63	22.24	63.79	57.91	61.10	26.50
8 EXPO .....	18.27	10.68	28.59	12.70	12.75	17.33	14.91
9 BAL .....	0.61	0.62	1.01	2.47	1.31	7.81	1.95
10 YL .....	1.35	3.67	4.53	9.55	5.89	5.27	5.32
11 YV .....	2.15	3.12	6.32	5.44	4.89	3.19	3.61
12 PROD .....	2.26	1.36	3.10	2.24	2.00	1.44	1.88
13 PC .....	0.45	3.04	3.39	1.13	1.09	1.73	1.29
Ø Rang							
14 ohne M2:2.5 .....		2.2		4.9	3.8	4.3	3.2
Ø Rang							
15 ohne M1:2.1 .....			4.4	4.5	3.4	3.8	2.8
UI:	KfK	M1	M2	N1	N2	N3	N4
16 GNP .....	0.06	0.05	0.11	0.11	0.08	0.08	0.07
17 GNPR .....	0.24	0.15	0.24	0.27	0.23	0.20	0.27
18 I .....	0.33	0.39	0.35	0.56!	0.56!	0.46	0.29
19 IC .....	0.33	0.27	0.24	0.62!	0.38	0.51!	0.29
20 IE .....	0.29	0.18	0.22	0.38	0.41	0.24	0.15
21 C .....	0.07	0.02	0.11	0.09	0.09	0.09	0.09
22 IMPO .....	0.22	0.16	0.17	0.36	0.33	0.31	0.21
23 EXPO .....	0.19	0.15	0.25	0.16	0.25	0.19	0.16
24 BAL .....	0.25	0.26	0.39	0.53!	0.34	0.87!	0.21
25 YL .....	0.07	0.12	0.13	0.19	0.15	0.14	0.15
26 YV .....	0.10	0.11	0.12	0.15	0.14	0.12	0.13
27 PROD .....	0.23	0.18	0.28	0.22	0.22	0.21	0.27
28 PC .....	0.09	0.27	0.22	0.14	0.14	0.21	0.15

Hier stellt sich wiederum die Frage, ob die günstigen Resultate der Prognoseverfahren KfK und M1 im Vergleich zu den naiven Methoden in andern Zeitabschnitten bestätigt würden oder nicht. Um sie wenigstens oberflächlich beurteilen zu können, haben wir für 1966–1969 nochmals die gleichen Indikatoren zusammengestellt wie in Tabelle 3, allerdings ohne die Verfahren KfK und M2. Zum Vergleich wurden auf Grund der Tabelle 3 noch einmal Rangfolgen unter Ausschluss von KfK und M2 erstellt. Die so errechneten mittleren Ränge differieren nur wenig; M1 schneidet auch 1966–1969 mit Abstand am besten ab, gefolgt von N4. Im weiteren wurden die Fälle gezählt, in denen die gleiche Variable

Tabelle 4  
Tatsächliche und vorausgesagte Wendepunkte, 1967–1970,  
Voraussagehorizont 1 Jahr

	Faktische WP, Jahr und Art	KfK	M1	M2	N1	N2	N3	N4	
1	GDP	–	69	68	69	68	68	68	
2	GDPR	69 Max	68	68,69	68	68	68	69	
3	I	69 Max	–	68,69	68	68	68	68	
4	IC	69 Max	–	69	69	68	68	–	
5	IE	–	–	68	68	68	68,69	68,69	
6	C	68 Min	68f,69	68	68,69	69	69	69	
7	IMPO	–	–	68,69	68	68	68	68	
8	EXPO	69 Max	68	69	69f	68	69	68	
9	BAL	68 Max	69	68	68	–	69	69	
10	YL	68 Min	68	68	68	69	69	69	
11	YV	68 Min	68	68,69	68,69	69	69	69	
12	PROD	69 Max	68	68,69	–	69f	68	69	
13	PC	68 Min	69	68f,69	68f	68f	68f	68f,69	
14	Z1		2/10 = 0.20	9/19 = 0.47	5/14 = 0.36	0/12 = 0.00	0/14 = 0.00	3/14 = 0.21	0/15 = 0.00
15	Z2		3/14 = 0.21	9/19 = 0.47	5/15 = 0.33	0/13 = 0.00	0/14 = 0.00	3/15 = 0.20	0/15 = 0.00

von der gleichen Methode in beiden Stichproben relativ gleich gut vorausgesagt wurde. M1 erreicht in 8 von 13 Fällen denselben (eher guten) Rang. Eine ähnliche Stabilität, wenn auch auf deutlich tieferem Niveau, weist nur noch N1 auf. Wiederum stechen die Voraussagen im Investitions- und Aussenhandelssektor mit grossen Werten für MQF bzw. U1 hervor, wobei die Stärke des Modells eher auf dem zweiten Gebiet zu liegen scheint.

Alles in allem sprechen die Beobachtungen dafür, dass das Modell unter diesen Aspekten deutlich genauere Voraussagen liefert als irgendeines der betrachteten naiven Verfahren. Voraussetzung dafür ist, dass die exogenen Variablen ziemlich genau prognostiziert werden können.

So kurz die Beobachtungsperiode ist, weist sie doch genügend Wendepunkte auf, um die Prognoseleistungen der verschiedenen Verfahren auch in dieser Hinsicht zu vergleichen. In Tabelle 4 gibt es immerhin 10 Wendepunkte vorauszusagen, nämlich 6 lokale Maxima und 4 lokale Minima der Veränderungsrate. 9 dieser Wendepunkte werden von mindestens einem Verfahren richtig vorausgesagt. Die grosse Ausnahme bildet der Konsumdeflator (Zeile 13). Allerdings ist der Unterschied in den Veränderungsdaten 1968 und 1969 sehr klein; man braucht also PC nicht unter die besonders schwerprognostizierbaren Variablen einzustufen. Beim Vergleich der MQF

gehörten die Aussenhandels- und die Investitionsvariablen zu dieser Gruppe. In bezug auf die Wendepunktanalyse lässt sich eine solche Gruppierung nicht mehr erkennen. Insgesamt signalisieren alle Methoden ausser der KfK zu viele Wendepunkte, und ausnahmslos alle geben einen oder mehr Wendepunkte falsch an, z. B. als Maximum der Veränderungsrate statt als Minimum. Solche Fälle sind mit «f» gekennzeichnet (vgl. Zeile 6, KfK). Von den 10 beobachteten Wendepunkten sagt das Modell 9 richtig voraus, wenn es auf wahren exogenen Grössen basiert (M1). Mit geschätzten Werten sind es immer noch 5 richtige Voraussagen, verglichen mit nur 2 der KfK. Allerdings neigt das Modell offenbar dazu, zu viele Umschwünge zu produzieren. Darum erreicht es keinen sehr hohen Zuverlässigkeitsgrad ( $Z1 < 0.50$ ). Die naiven Methoden versagen hier vollständig, nur N3 zeitigt etwas Erfolg – ungefähr im gleichen Masse wie die KfK-Prognosen. Das Bild ändert kaum, wenn man das richtig vorausgesagte Ausbleiben von Wendepunkten berücksichtigt und den allgemeineren Zuverlässigkeitsindex Z2 berechnet.

Auch hier wäre denkbar, dass eine kleine Verschiebung der Beobachtungsperiode zu anderen Aussagen führt. Diese Möglichkeit wurde wenigstens für M1 und die naiven Verfahren geprüft. 1966–1969 sind 9 Wendepunkte festzustellen, das Modell prognostiziert 14, was sich mit dem vorher Gesagten deckt. Die Leistung von M1 fällt etwas schwächer aus als in der ersten Stichprobe, doch vergrössert sich der Abstand von den naiven Methoden, wo weder Z1 noch Z2 auch nur 0.1 erreichen. Drei Variablen, nämlich C, YL und YV haben die gleichen Wendepunkteigenschaften in beiden Stichproben. Im Ganzen gab es also nur 16 statt 19 voneinander unabhängige Wendepunktbeobachtungen. Da M1 alle drei Variablen richtig voraussagt, erhält es drei Punkte doppelt gutgeschrieben. Auch wenn man die unabhängig voneinander richtigen Voraussagen den unabhängig voneinander möglichen gegenüberstellt, bleibt die Überlegenheit von M1 erhalten.

### *6. Prognosen mit Zweijahreshorizont – ein Versuch*

Die bisherigen Untersuchungen sind stets von der Voraussetzung ausgegangen, dass im Jahr  $t$  eine Voraussage für das Jahr  $t + 1$  aufgestellt wird. Dabei gelten die Daten des Jahres  $t$  als bekannt. Die Ergebnisse sind für das Modell günstig genug ausgefallen, um wenigstens kurz auf seine Leistungen bei Prognosen mit zweijährigem Horizont einzugehen. Wiederum werden die wahren Werte des Jahres  $t$  als bekannt angenommen; für die exogenen Variablen der Jahre  $t + 1$  und  $t + 2$  stehen hingegen nur die mechanistischen Schätzungen zur Verfügung. Diese Schätzungen basieren auf dem Informationsstand zur Zeit  $t$ . Die Kommission für Konjunkturfragen publiziert keine Voraussagen auf zwei Jahre, so dass nur ein

Vergleich mit naiven Methoden möglich ist. Der Einfachheit halber beschränken wir uns auf N1 und N4 und legen die Schätzverfahren wie folgt fest:

$$(N12) y_{t+2}^* = \frac{1}{3}(y_{t+1}^* + y_t + y_{t-1}), \text{ wobei } y_{t+1}^* = \frac{1}{3}(y_t + y_{t-1} + y_{t-2})$$

$$(N42) y_{t+2}^* = y_t$$

Entsprechend werden die Prognosewerte des Modells mit M22 bezeichnet. Die Umwandlung der absoluten Voraussagen in Prognosen der Veränderungsrate erfolgt auf der Basis der geschätzten Variablenwerte im Jahr  $t + 1$ :

$$(M22) y_{t+2}^* = (Y_{t+2}^*/Y_{t+1}^* - 1) \cdot 100 \quad (\text{Ausnahme: BAL, wo } y_{t+2}^* = Y_{t+2}^*)$$

Diese Spielregeln sollen möglichst getreu die Situation simulieren, in der sich ein Prognostiker in den Jahren 1967 bis 1970 gesehen hätte.

Tabelle 5  
Die Kennziffern V, MQF und U1 der verschiedenen Prognosemethoden 1967–1970,  
Voraussagehorizont 2 Jahre

	$\Sigma R_i$	V			MQF			U1		
		M22	N12	N42	M22	N12	N42	M22	N12	N42
1 GDP	52.5	1.417	0.952	0.903	21.16	4.61	3.32	0.23	0.13	0.11
2 GDPR	15.0	1.460	0.940	0.879	10.65	5.11	6.46	0.33	0.29	0.33
3 I	20.1	2.602	0.264	0.441	185.21	34.07	29.39	0.63!	0.78!	0.62!
4 IC	17.0	2.089	0.453	0.474	47.38	33.92	22.82	0.49	0.78!	0.66!
5 IE	25.9	1.931	0.378	0.420	89.65	22.49	16.36	0.46	0.49	0.39
6 C	30.8	1.295	0.971	0.915	11.83	2.40	3.00	0.19	0.10	0.12
7 IMPO	52.5	0.901	0.543	0.470	156.16	89.25	78.31	0.45	0.43	0.42
8 EXPO	46.4	0.933	0.916	0.939	20.00	13.12	29.57	0.20	0.16	0.23
9 BAL	6.0	0.967	0.585	0.703	4.31	3.79	2.71	0.64!	0.71!	0.54!
10 YL	32.6	1.037	0.966	0.880	12.04	12.89	11.97	0.20	0.22	0.22
11 YV	30.5	1.449	1.043	0.936	23.95	6.70	6.05	0.26	0.16	0.17
12 PROD	12.5	0.984	1.089	1.150	6.59	1.93	5.02	0.37	0.20	0.31
13 PC	14.4	1.000	1.083	1.053	2.26	1.75	3.01	0.20	0.17	0.22
14 V > 1		8	3	2						
15 V < 1		4	10	11						
16 Ø Rang					2.8	1.7	1.5			

In Tabelle 5 sind die Resultate der ersten und der zweiten Detaillierungsstufe zusammengefasst. Die beobachteten Gesamtveränderungen stammen aus der Tabelle 2. Unter den neuen Bedingungen werden sie vom Modell noch stärker

überschätzt und von den naiven Verfahren noch stärker unterschätzt. Diese entgegengesetzten Tendenzen kommen besonders krass im Investitionssektor zum Ausdruck. Die drei Verfahren liefern etwa gleich häufig die beste Schätzung der Gesamtveränderung. Wenn es nun aber darum geht, diese Gesamtveränderung richtig auf die einzelnen Jahre zu verteilen, schneidet das Modell eher schlecht ab. Insbesondere wird es dort von den naiven Verfahren übertroffen, wo man für ein Modell am ehesten einen Prognosevorteil vermutet hätte: bei den «Problem-Variablen» I, IC, IE sowie EXPO, IMPO und BAL. Hier häufen sich die Prognosemisserfolge, angezeigt durch  $U_1 > 0.5$ . Und wie steht es schliesslich mit den Wendepunkt voraussagen? Tabelle 5 macht deutlich, dass es 1967–1970 mit keinem der drei betrachteten Verfahren zu zuverlässigen Aussagen gekommen wäre. Allerdings entspricht die Präzisionseinbusse bei verlängertem Prognosezeitraum durchaus den in den USA gemachten Erfahrungen [17]. Für das Modell beträgt die Einbusse bis zu 400%, gemessen an den MQF (vgl. Tabellen 5 und 3, Zeilen 3 und 7, M22 bzw. M2). Diese Einbusse ist nicht zuletzt den sehr ungenauen Zweijahresprognosen der exogenen Variablen zuzuschreiben.

### *7. Schlussbemerkungen*

Für die Jahre 1967–1970 hat die Kommission für Konjunkturfragen regelmässig Voraussagen über dreizehn makroökonomische Grössen publiziert. Die Veränderungsdaten werden von der KfK im allgemeinen unterschätzt – allerdings mit geringen Fehlern. Mindestens eine der naiven Methoden erreicht in dieser Hinsicht die gleiche Genauigkeit wie das revidierte Lambelet-Schiltknecht-Modell. Beim detaillierten Soll-Ist-Vergleich von Jahr zu Jahr liefert das Modell in sechs von dreizehn Fällen die genauesten Voraussagen, doch nur unter der Bedingung, dass die exogenen Variablen des Prognosejahres genau erraten werden. Bei deutlicher Verletzung dieser Bedingung prognostiziert das Modell unzuverlässiger als drei der vier naiven Verfahren. In einer konkreten Prognosesituation würde man allerdings die zukünftigen exogenen Variablen weitaus genauer schätzen. In der Voraussage der Wendepunkte übertrifft das Modell sämtliche anderen Verfahren, unabhängig davon, ob die exogenen Variablen richtig vorausgeschätzt werden oder nicht.

Die vorliegende Untersuchung lässt somit folgende Schlussfolgerungen zu:

Das Lambelet-Schiltknecht-Modell ist ein geeignetes Instrument zur Erstellung kurzfristiger Wirtschaftsprognosen. Sieht man von den Fehlern in der Schätzung der exogenen Variablen ab, so erreicht es bei der Prognose der untersuchten dreizehn Variablen bereits die Qualität der Prognosen der Kommission für Konjunkturfragen. Gegenüber dem Vorgehen der Kommission für Konjunkturfragen hat das Modell verschiedene Vorteile. Es prognostiziert neben



den untersuchten dreizehn noch weitere fünfzehn Variablen. Beim Modell kann zudem eine Analyse der Prognosefehler leichter durchgeführt werden, was für eine stete Verbesserung der Prognoseleistung unumgänglich ist. Die Prognosequalität des Modells ist bis zu einem beträchtlichen Grade «personenunabhängig». Dagegen hängt die Güte der Prognosen der Kommission für Konjunkturfragen sicher auch von ihrer Zusammensetzung ab.

## Literaturhinweise

- [1] *J. C. Lambelet/K. Schiltknecht*: A Short-Term Forecasting Model of the Swiss Economy, in: Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik, 106. Jg. Nr. 3, 1970, S. 281–341.
- [2] *K. Schiltknecht/P. Stopper*: Die kurzfristigen Bestimmungsgründe der Wohnbautätigkeit in den Nachkriegsjahren, in: Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik, 108. Jg. Nr. 1, 1972, S. 21–31.
- A. A. Rossi/K. Schiltknecht*: Übernachtfrage und Lohnentwicklung in der Schweiz – Eine neue Hypothese, in: Kyklos, Vol. XXV, Fasc. 2, 1972, S. 239–254.
- [3] *K. Schiltknecht*: Grundlegung der Konzipierung eines Instrumentariums zur Stabilisierung der Konjunktur, Anhang I zum Bericht der Kommission für Konjunkturfragen über «Ziele, Mittel und Träger der Konjunkturpolitik».
- [4] *J. C. Lambelet/K. Schiltknecht*: On the Importance of an Elastic Supply of Foreign Labour and Capital. Simulation Results for the Swiss Economy, discussion paper No. 236, May 1972, Wharton School of Finance and Commerce, University of Pennsylvania.
- [5] *P. Zweifel*: Empirische Untersuchungen zur Konsumnachfrage in der Schweiz, Diss. in Vorbereitung;  
*K. Schiltknecht*: Das Arbeitsangebot in der Schweiz von 1951–1969, Aufsatz in Vorbereitung.
- [6] Vgl. *V. Zarnowitz*: Forecasting Accuracy in Relation to the Methode and Time Span of Forecast. 10. CIRET-Konferenz, Brüssel 1971, S. 25ff.
- [7] Vgl. *J. C. Lambelet/K. Schiltknecht*: A Short-Term Forecasting Model of the Swiss Economy, a. a. O., S. 339f.
- [8] Das Lösungsprogramm wurde von *Heinz Schiltknecht* geschrieben.
- [9] Vgl. beispielsweise *M. K. Evans*: Macroeconomic Activity, Theory, Forecasting and Control, New York 1969, S. 600, Fig. 21.2 und 21.3.
- [10] Eine etwas ausführlichere Diskussion der dynamischen Lösung findet sich bei *J. C. Lambelet/K. Schiltknecht*: On the Importance of an Elastic Supply of Foreign Labor and Capital, Simulation Results for the Swiss Economy, a. a. O., S. 18ff.
- [11] *H. Theil*: Applied Economic Forecasting, North Holland, Amsterdam 1966, S. 15–17.
- [12] *K. Rothschild*, Wirtschaftsprognose, Methoden und Probleme, Springer, Berlin 1969, S. 185.
- [13] *E. S. Keeping*: Introduction to statistical inference, Van Nostrand, Princeton 1962, S. 88.
- [14] *H. Theil*: Applied Economic Forecasting, S. 41–43.
- [15] Die schweizerische Konjunktur im Jahre ... und ihre Aussichten für ..., Beilage zu «Die Volkswirtschaft», Dezemberheft.
- [16] *V. Zarnowitz*: Forecasting Accuracy in Relation to the Method and Time Span of Forecast, 10. CIRET-Konferenz, Brüssel 1971, S. 33: «Third, the ex ante forecasts are based on estimates or guesses of the values of the exogenous variables, which must contain errors, while the ex post forecasts incorporate the correct historical values of these inputs. Yet the XA (ex ante errors) are frequently smaller than the corresponding XP (ex post errors). ... XA < XP in nearly half the comparisons made where. ... mechanical adjustments were made to both types of forecasts.»
- [17] *V. Zarnowitz*: Forecasting Accuracy, S. 25, 26, 30.

## Zusammenfassung

### *Voraussagen der Kommission für Konjunkturfragen und Modellprognosen 1967–1970*

Die Prognosegenauigkeit des ökonometrischen Modells von Lambelet und Schiltknecht wird verglichen mit vier naiven Prognoseverfahren sowie den jährlichen Voraussagen der Kommission für Konjunkturfragen (KfK). In der Beobachtungsperiode sagt die KfK fast alle betrachteten Variablen zuverlässiger voraus als die ausgewählten naiven Verfahren. Den gleichen hohen Präzisionsgrad hätten die Modellprognosen dann erreicht, wenn die Entwicklung gewisser exogener Grössen (Einkommen der wichtigsten Handelspartner, Konsumausgaben der öffentlichen Hand) recht genau vorausgeschätzt worden wären. Wird diese Bedingung nicht erfüllt, so prognostiziert das Modell dennoch ziemlich zuverlässig die Tendenzumschwünge.

## Résumé

### *Prévisions de la Commission fédérale pour les questions conjoncturelles et pronostics de modèle de 1967–1970*

Les pronostics faits sur la base du modèle économétrique suisse de Lambelet et Schiltknecht sont comparés avec ceux qu'on obtient à l'aide de quatre méthodes naïves aussi qu'aux prévisions annuelles de la Commission fédérale pour les questions conjoncturelles (CQC). Au cours de la période observée, les prévisions de la CQC sont meilleures que celles basées sur quelque des méthodes naïves. Les prévisions du modèle auraient atteint le même haut degré de précision si certaines variables exogènes comme le revenu des principaux partenaires commerciaux et la consommation publique avait été estimées de très près. Même si cette condition était violée, le modèle servirait toujours assez bien à signaler les retournements de la tendance conjoncturelle.

## Summary

### *Forecasts of the Federal Commission on Business Cycles and Model's Predictions 1967–1970*

The forecasting accuracy of the Swiss econometric model by Lambelet and Schiltknecht is compared to naive methods and the annual predictions of the Federal Commission on Business Cycles (CBC). During the observation period, the CBC forecasts most of the variables of interest better than any of the naive methods considered. The model's predictions would have attained the same high degree of precision if certain exogenous variables as income of major trading partners and public consumption expenditures had been estimated close to their true values. When this condition does not hold, the model still does a fairly good job in signaling turning points.