WIFO-Prognosen

Analyse der Treffsicherheit und Verbesserungsvorschläge an Hand von Zeitreihenmodellen

Seit den frühen sechziger Jahren erstellt das Institut regelmäßig Prognosen für wichtige makroökonomische Größen. Es scheint zweckmäßig, diese Vorhersagen in größeren Zeitabständen gründlich zu analysieren. Im ersten Teil dieser Arbeit wird untersucht, ob es Qualitätsunterschiede zwischen den Prognosen in den sechziger und in den siebziger Jahren gibt. Um die Beurteilung auf eine objektive Basis zu stellen, werden für beide Zeiträume Prognosegenauigkeitsmaße berechnet. Dabei stellt sich heraus, daß der Unsicherheitsspielraum der Prognosen in den siebziger Jahren stark zugenommen hat. Dies ist jedoch kein Indiz für ein Versagen der Prognostiker, sondern ausschließlich eine Folge zunehmender krisenhafter Entwicklungen seit Mitte der siebziger Jahre

Im zweiten Abschnitt — dem Hauptteil der Arbeit — wird untersucht, ob die Qualität der Institutsprognosen durch verstärkte Verwendung von in der letzten Zeit entwickelten Prognosetechniken verbessert werden kann. Die Betrachtung beschränkt sich allerdings auf Methoden der Zeitreihenanalyse. Die Untersuchungsergebnisse scheinen dafür zu sprechen, daß die zusätzliche Verwendung von Zeitreihenmethoden bei bestimmten Größen zu etwas besseren Vorhersagen führt. Die möglichen Verbesserungen halten sich freilich in Grenzen

Treffsicherheit und Qualität der Institutsprognosen

Dieser Abschnitt ist als kurze Anschlußstudie an eine frühere Untersuchung über die Qualität der Institutsprognosen konzipiert[1].

Beschreibung der Prognosegenauigkeitsmaße[2])

Die Beschreibung der verwendeten Maßzahlen für die Prognosegenauigkeit ist eher kurz gefaßt, weil diese Kennzahlen bereits in der erwähnten Studie detailliert erörtert wurden

Die zentrale Kennzahl für die Beurteilung der Qualität von Prognosen ist der mittlere quadratische Prognosefehler. Alle anderen hier verwendeten Maße werden durch Umformung oder Zerlegung aus dieser Kennzahl abgeleitet. Der mittlere quadratische Prognosefehler (mean square error) ist folgendermaßen definiert:

$$MSE=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(P_i-R_i)^2$$

In dieser Formel bezeichnet n die Anzahl der Beobachtungen, P_i und R_i symbolisieren prognostizierte und realisierte Veränderungen der jeweils analysierten Variablen. Dieser Index der Prognosegenauigkeit ist Null, wenn alle Prognosen exakt eintreffen, und steigt mit zunehmenden Vorhersagefehlern unbegrenzt. Formal basiert diese Maßzahl auf einer quadratischen Verlustfunktion. Positive und negative Prognosefehler bekommen in ihr das gleiche Gewicht. Diese Annahme ist restriktiv, weil viele Situationen denkbar sind, in denen es vorteilhaft wäre, positiven und negativen Prognosefehlern eine unterschiedliche Bedeutung beizumessen. Dies würde die Annahme einer asymmetrischen Nutzenfunktion nahelegen. Theoretische (Wahl einer adäquaten asymmetrischen Verlustfunktion) und praktische (Gewichtung der positiven und negativen Prognosefehler) Probleme, aber auch die geringe Zahl der zur Verfügung stehenden Beobachtungen waren die Ursache, daß mit einer so simplen Verlustfunktion gearbeitet wurde[3]). Immerhin scheint es aber nicht unvernünftig zu sein, die Schwere eines Prognosefehlers durch sein Quadrat zu messen. Häufig verwendet man die Quadratwurzel dieser Kennzahl — in der angloamerikanischen Literatur als root mean square error (RMSE) bezeichnet —, um mit einer Maßzahl zu arbeiten, die die gleiche Dimension wie die prognostizierten und realisierten Werte hat. Diese Größe kann herangezogen werden, wenn Konfidenzintervalle für die erstellten Prognosen approximativ abgeschätzt werden.

Der mittlere quadratische Prognosefehler hat jedoch eine gravierende Schwäche. Durch einen Vergleich der Prognosefehler verschiedener Variabler kann man keine Rückschlüsse darauf ziehen, wie gut sich eine bestimmte Prognosemethode bei der Erstellung von

[1]) *G. Thury*. Treffsicherheit und Qualität der Institutsprognosen, Beilage 88 zu den Monatsberichten, Oktober 1970.
[2]) Dieser Abschnitt basiert im wesentlichen auf dem Buch von *H. Theil*: Applied Economic Forecasting Amsterdam 1966

[3]) *K. Aiginger* (Empirical Evidence on the Rational Expectations Hypotheses Using Reported Expectations, Paper presented to the World Congress of Econometric Society 1980, Aix-en-Provence, S 35-39) diskutiert die Berechnung optimaler Voraussagen mit Hilfe asymmetrischer Verlustfunktionen

Vorhersagen für diese Variablen bewährt hat In die Berechnung des mittleren quadratischen Prognosefehlers geht nämlich keinerlei Information darüber ein, wie schwierig es ist, eine bestimmte Variable zu prognostizieren. Variable, die von Jahr zu Jahr nur wenig schwanken, lassen sich selbstverständlich viel leichter prognostizieren als solche, die sich jährlich stark ändern. Für derartige vergleichende Betrachtungen muß man den mittleren quadratischen Prognosefehler zuerst standardisieren. Die so gewonnenen Maßzahlen werden in Anlehnung an *Theil* als Ungleichheitskoeffizienten bezeichnet

Eine erste Möglichkeit besteht darin, die zu testende Prognosemethode mit der einfachen "No-change"-Extrapolation zu vergleichen Diesem Vergleich entspricht der folgende Ungleichheitskoeffizient:

$$U^2=\frac{\Sigma(P_i-R_i)^2}{\Sigma R_i^2}$$

Nur im Falle völlig exakter Vorhersagen wird dieser Ungleichheitskoeffizient gleich Null Solange er kleiner als Eins bleibt, liefert die getestete Methode bessere Prognosen als die einfache "No-change"-Extrapolation. Ein bestimmtes Prognoseverfahren könnte auch ein schlechteres Ergebnis bringen als die "No-change"-Extrapolation In diesem Fall wird der Ungleichheitskoeffizient größer als Eins Eine weitere Möglichkeit der Standardisierung des mittleren quadratischen Prognosefehlers besteht darin, die Ergebnisse einer "Average-change"-Extrapolation als Vergleichsmaßstab zugrundezulegen. Der zugehörige Ungleichheitskoeffizient hat dann folgendes Aussehen:

$$V^2=\frac{\Sigma(P_i-R_i)^2}{\Sigma(\bar{R}-R_i)^2}.$$

In dieser Formel steht $\bar{R}$ für den Mittelwert der im Untersuchungszeitraum tatsächlich beobachteten Werte. Für die Größenordnung dieser Maßzahl gilt das oben Gesagte. Diese Kennzahl ist ein sehr strenges Prüfmaß für die Prognosegüte Sie hat allerdings den Nachteil, daß die "Average-change"-Extrapolation in der hier verwendeten strengen Form in der Praxis nicht anwendbar ist, weil der Mittelwert $\bar{R}$ auch erst im nachhinein bekannt ist In der Praxis freilich behilft man sich manchmal, indem man einen Mittelwert aus früheren Perioden oder aus einigen Werten des Beobachtungszeitraums verwendet Dies geht allerdings zu Lasten der Strenge des Kriteriums.

Ein in der Praxis uneingeschränkt anwendbares Prognoseverfahren besteht darin, die letzte beobachtete Realisation als Prognose der künftigen Entwicklung anzusehen ("Last-change"-Extrapolation). Daraus resultiert folgender Ungleichheitskoeffizient:

$$W^2=\frac{\Sigma(P_i-R_i)^2}{\Sigma(R_{i-1}-R_i)^2}$$

In der zitierten früheren Arbeit wurde — die Größenordnung dieser drei Ungleichheitskoeffizienten betreffend — unterstellt, daß in der Regel gilt: *U* kleiner *W* kleiner *V*. Im Lichte der Entwicklung in den siebziger Jahren läßt sich diese Annahme nicht mehr uneingeschränkt aufrecht erhalten. In Zeiten, als Jahr für Jahr positive Änderungsraten beobachtet wurden, war die "No-change"-Extrapolation kein sehr attraktives Prognoseverfahren. Werden jedoch sowohl positive als auch negative Änderungsraten beobachtet, so kann dieses Verfahren als durchaus ernst zu nehmende Alternative angesehen werden

Weiteren Aufschluß über die Brauchbarkeit einer Prognosemethode liefert eine Analyse der Komponenten, aus denen sich der mittlere quadratische Prognosefehler zusammensetzt. *Theil* schlägt hier zwei verschiedene Zerlegungen des mittleren quadratischen Prognosefehlers in sogenannte Ungleichheitsanteile vor. Die erste Art der Aufspaltung liefert folgenden Satz von Ausdrücken:

$$\frac{1}{n}\Sigma(P_i-R_i)^2=(\bar{P}-\bar{R})^2+(s_P-s_R)^2+2(1-r)s_P s_R$$

In dieser Zerlegung sind

$$\bar{P}=\frac{1}{n}\Sigma P_i, \qquad \bar{R}=\frac{1}{n}\Sigma R_i$$

die Mittelwerte,

$$s_P^2=\frac{1}{n}\Sigma(P_i-\bar{P})^2, \qquad s_R^2=\frac{1}{n}\Sigma(R_i-\bar{R})^2$$

die Varianzen und

$$r=\frac{\frac{1}{n}\Sigma(P-\bar{P})(R_i-\bar{R})}{s_P s_R}$$

der Korrelationskoeffizient.

Der erste Ausdruck auf der rechten Seite wird Null, wenn sich die Mittelwerte der prognostizierten und realisierten Veränderungen decken. Fehler dieser Art werden daher als Fehler in der zentralen Tendenz bezeichnet. Ähnlich verhält es sich mit dem zweiten Ausdruck auf der rechten Seite, nur daß hier die Standardabweichungen gegenübergestellt werden. Fehler dieser Art haben ihre Ursache in ungleicher Variation. Der dritte Ausdruck wird Null, wenn der Korrelationskoeffizient zwischen Prognosen und Realisationen gleich Eins ist Fehler dieser Art haben also ihre Ursache in unvollständiger Kovariation

Theil schlägt noch vor, diese Fehlerkomponenten mit dem mittleren quadratischen Prognosefehler zu normieren, und gelangt auf diese Weise zu seinen Ungleichheitsanteilen:

$$U^M = \frac{(\bar{P}-\bar{R})^2}{\frac{1}{n}\Sigma(P_i-R_i)^2},$$

$$U^S = \frac{(s_P-s_R)^2}{\frac{1}{n}\Sigma(P_i-R_i)^2},$$

$$U^C = \frac{2(1-r)s_Ps_R}{\frac{1}{n}\Sigma(P_i-R_i)^2}.$$

Im folgenden bezeichnen wir U^M als Biasanteil, U^S als Varianzanteil und U^C als Kovarianzanteil. Definitionsgemäß gilt:

$$U^M + U^S + U^C = 1.$$

Nimmt der Biasanteil U^M größere Werte an, so deutet dies auf schwerwiegende Fehler in den Prognosen hin. Es besteht jedoch gewisse Hoffnung, daß es dem Prognostiker mit zunehmender Erfahrung gelingt, diese Fehlerkomponente zu reduzieren. Ähnlich verhält es sich mit dem Varianzanteil, nur daß hier die Aussichten auf eine Verbesserung weniger gut sind. Ganz hoffnungslos ist die Situation im Falle des Kovarianzanteils. Um hier eine Verbesserung zu erreichen, wäre es notwendig, daß der Prognostiker lernt, so zu prognostizieren, daß Prognosen und Realisationen auf einer geraden Linie liegen. Dies ist nämlich die Voraussetzung für einen kleinen Kovarianzanteil am mittleren quadratischen Prognosefehler. Die Chance, daß ein Prognostiker eine derartige Fähigkeit erlernen könnte, ist gering. Vielleicht würden bessere theoretische Einsichten weiterhelfen.

Die obige Zerlegung des mittleren quadratischen Prognosefehlers ist in P_i und R_i symmetrisch; mit anderen Worten: Man kann in den obigen Formeln P_i und R_i vertauschen, und die Ergebnisse bleiben die gleichen[4]). Diese Eigenschaft bringt Vor- und Nachteile mit sich. Oft wird nämlich unterstellt, daß sich eine realisierte Änderung aus zwei Teilen, einer systematischen und einer nichtsystematischen Komponente, zusammensetzt, und daß die Prognoseanstrengungen darauf gerichtet sind, die systematische Komponente richtig vorherzusagen. Die nichtsystematische Komponente der Realisation ist im Durchschnitt Null und zeigt keinen Zusammenhang mit den Prognosen. Eine Regression der realisierten Änderungen (R_i) auf die prognostizierten Änderungen (P_i) hätte dann im Idealfall folgendes Aussehen:

$$R_i = P_i + \text{Residuum},$$

d. h. der Koeffizient von P_i wäre Eins und die Konstante Null. Unter Berücksichtigung dieser Überlegungen läßt sich der mittlere quadratische Prognosefehler noch auf eine zweite Art zerlegen:

$$\frac{1}{n}\Sigma(P_i-R_i)^2 = (\bar{P}-\bar{R})^2 + (s_P-rs_R)^2 + (1-r^2)s_R^2$$

Der erste Ausdruck entspricht dem der ersten Zerlegung, die beiden restlichen Ausdrücke auf der rechten Seite sind jedoch verschieden. Weiters ist diese Zerlegung nicht symmetrisch in P_i und R_i.

Der Ausdruck $(s_P - rs_R)^2$ zeigt, ob der Anstieg der oben erwähnten Regressionsgeraden von Eins abweicht. Sein numerischer Wert hängt vom Regressionskoeffizienten ab, der folgendermaßen definiert ist:

$$b = \frac{\Sigma(P_i-\bar{P})(R_i-\bar{R})}{\Sigma(P_i-\bar{P})^2} = \frac{rs_R}{s_P}$$

Wird dieser Koeffizient gleich Eins, dann wird der zweite Ausdruck auf der rechten Seite der obigen Zerlegung gleich Null.

Der Ausdruck $(1 - r^2)\, s_R^2$ ist ein Maß für die Varianz der nichtsystematischen Komponente der realisierten Änderung. Da annahmegemäß kein Zusammenhang zwischen dieser nichtsystematischen Komponente und den prognostizierten Änderungen besteht, kann die Größe dieses Ausdrucks vom Prognostiker nicht beeinflußt werden. Standardisiert man diese drei Ausdrücke wieder mit dem mittleren quadratischen Prognosefehler, so erhält man einen neuen Satz von Ungleichheitsanteilen:

$$U^R = \frac{(s_P-rs_R)^2}{\frac{1}{n}\Sigma(P_i-R_i)^2},$$

$$U^D = \frac{(1-r^2)s_R^2}{\frac{1}{n}\Sigma(P_i-R_i)^2}$$

Der Biasanteil U^M ist identisch mit dem aus der ersten Zerlegung. U^R wird als Regressionsanteil bezeichnet, weil er die Abweichung der Regressionsgeraden von Eins anzeigt. U^D heißt Störanteil, weil sich darin die Varianz der Störvariablen widerspiegelt. Definitionsgemäß gilt:

$$U^M + U^R + U^D = 1$$

Auch hier hat der Prognostiker günstigstenfalls nur die Möglichkeit, die ersten beiden Anteile, nämlich U^M und U^R, zu verringern, während sich der Störanteil seiner Kontrolle völlig entzieht.

Die Bedeutung der soeben behandelten Zerlegung des mittleren quadratischen Prognosefehlers tritt noch klarer hervor, wenn man eine optimale lineare Korrektur der prognostizierten Änderungen anstrebt

[4]) Der Biasanteil U^M sagt nichts über die Richtung des Bias aus, und der Varianzanteil U^S läßt nicht erkennen, ob die Varianz der Prognosen oder jene der Realisationen größer ist. Dies wird erst durch die weiter unten behandelten Regressionsparameter a und b geklärt.

Hier geht es um die Frage, ob eine lineare Korrektur der Form $a + bP_i$ die Prognosegüte verbessern kann Für diesen Zweck wird jede prognostizierte Änderung P_i mit einem bestimmten Koeffizienten b multipliziert und zum Ergebnis eine Konstante a hinzugefügt Eine derartige Korrektur ist allerdings nur dann sinnvoll, wenn man annehmen kann, daß ein Prognostiker auch in Zukunft die gleichen systematischen Fehler machen wird Im Idealfall wird nach einer derartigen Korrektur der Bias- und Regressionsanteil am Prognosefehler verschwinden Der Störanteil bleibt von dieser Korrektur völlig unberührt, weil das Quadrat des Korrelationskoeffizienten gegenüber einer linearen Transformation invariant ist. Eine lineare Korrektur reduziert somit den mittleren quadratischen Prognosefehler auf seinen Störanteil.

Die besprochenen Theil'schen Prognosegenauigkeitsmaße liefern zwar eine Reihe wertvoller Beurteilungskriterien für Prognosen, doch werden andere wichtige Aspekte dabei vernachlässigt Die Rechtfertigung von Konjunkturprognosen besteht nämlich in hohem Maße darin, daß sie der Wirklichkeit näher kommen als die ursprünglichen Erwartungen der Unternehmer und insbesondere der Wirtschaftspolitiker, die Prognosen als Entscheidungsgrundlage verwenden. Leider liegen bisher keine meßbaren Anhaltspunkte über derartige Erwartungen vor, sodaß sich diese Frage einer Beantwortung entzieht[5]. Ein weiterer unberücksichtiger Gesichtspunkt sind Wendepunktfehler Wendepunktfehler können zum einen an Hand der Veränderungsraten (Wachstumsraten), zum anderen an Hand der ersten Differenzen der Wachstumsraten (Veränderungsraten-Wendepunkte) festgestellt werden Im ersten Fall treten Wendepunktfehler nur auf, wenn die Vorzeichen von Wachstumsratenprognose und -realisation verschieden sind; Richtungsfehler der Prognose, die daraus resultieren, daß z. B. eine Beschleunigung des Wachstums vorhergesagt wird, tatsächlich aber eine Abschwächung eintritt, werden nicht registriert. Im zweiten Fall werden solche Fehler, die für die Prognosebenützer von erheblicher Bedeutung sind, aufgezeigt[6])

Qualitätsvergleich zwischen Institutsprognosen aus den sechziger und den siebziger Jahren

Zur Methodik der WIFO-Prognosen

Die Prognose des Österreichischen Institutes für Wirtschaftsforschung wird in einem vielschichtigen Prozeß erstellt; er ist weitgehend bestimmt von der Entwicklung des Institutes in der Nachkriegszeit und von der Institutsstruktur. Das Institut macht seit 1963 regelmäßig Prognosen. Seither haben sich wohl manche methodischen Instrumente gewandelt, insbesondere sind neue hinzugekommen, doch der institutionalisierte Ablauf, der sich bald herausbildete, ist im wesentlichen gleich geblieben Nach einer gemeinsamen Lagebesprechung erstellen die einzelnen Referate Prognosen für die ihnen zustehenden Aggregate (Konsum, Investitionen, Außenhandel, Reiseverkehr, Löhne, Preise, Arbeitsmarkt u a). Voraussetzung für die Referatsprognosen sind Vertrautheit mit der einschlägigen Theorie, genaue Datenkenntnis, gründliches Wissen um die Entwicklung der Konjunktur in der Vergangenheit und die institutionellen Gegebenheiten, Informationen über die vermutliche Entwicklung der "exogenen" Einflüsse, wie Verhalten der Wirtschaftspolitik und Wirtschaftsabläufe im Ausland. Es ist den Referaten überlassen, welcher Methoden sie sich bedienen; grundsätzlich herrscht Methodenfreiheit und Methodenpluralismus. Die Verfahren reichen von einfachen, freilich durch Expertenwissen modifizierten Extrapolationen auf Grund von Einzeldaten und Verhältniszahlen bis zu ökonometrischen Gleichungen (Regressionen) Ergebnisse von Unternehmer- und Konsumentenbefragungen (Investitions- und Konjunkturtest des WIFO, vorläufige Umsatzmeldungen des Institutes für Handelsforschung, Konsumentenbefragung des IFES) werden berücksichtigt In dieser Phase des Prognoseprozesses gibt es keine formelle Koordination der Einzelprognosen, informelle Kontakte zwischen den Referaten finden statt. Die Referatsprognosen werden, schriftlich kommentiert und begründet, dem Konjunkurreferat übergeben, das die Prognosen einzelner Größen zu einer konsistenten Gesamtprognose zusammenzufügen hat. Dabei können durchaus eigenständige und von den Referaten unabhängige Vorstellungen des Konjunkturreferates in die Prognose einfließen In einem Kommunikationsprozeß mit den Referaten wird der Entwurf einer Gesamtprognose erstellt, in einer internen Prognosesitzung diskutiert, dort fallweise leicht modifiziert und schließlich als Institutsprognose beschlossen. Diese wird der Arbeitsgruppe für Vorausschauende Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung, die auf Empfehlung des Beirats für Wirtschafts- und Sozialfragen eingerichtet wurde, im Rahmen der sogenannten externen Prognosesitzung präsentiert. Der beschriebene Vorgang erstreckt sich über zwei bis drei Wochen. Vorgang und Ergebnis ist das, was man als *"traditionelle Institutsprognose"* bezeichnen kann.

Beim Zustandekommen der traditionellen Institutsprognose sollte nicht übersehen werden, daß dabei ein Element der Vorsicht eine gewisse Rolle spielt[7]. Vermutlich schätzt der "offiziöse" Prognostiker das

[5]) Siehe dazu *H. Kramer*: Wirtschaftsprognosen: eine kritische Überprüfung aus der Sicht eines Erstellers, Wirtschaftspolitische Blätter, 5/1980.

[6]) Zur Interpretation von Wendepunktfehlern siehe *Thury* (1970)

[7]) Siehe dazu auch *K. Aiginger*. Das Element "Vorsicht" in Zukunftsdaten Monatsberichte 4/1979.

Risiko von Fehlprognosen je nach Richtung unterschiedlich ein: Das Risiko, daß die Prognose von einer "besseren" tatsächlichen Entwicklung übertroffen wird, wird geringer veranschlagt als das Risiko, daß sich die Realisation als schlechter erweist als vorhergesagt. Diese Haltung ist im Hinblick auf die Einstellung der öffentlichen Meinung und der Wirtschaftspolitiker bei der Beurteilung der Prognosen verständlich. Ist die Entwicklung besser als erwartet oder als prognostiziert wurde, dann überdeckt die Zufriedenheit eine mögliche kritische Beurteilung der Prognose, und speziell die Wirtschaftspolitiker können es sich zugute halten, auf die Prognose reagiert und ein besseres Ergebnis herbeigeführt zu haben. In dem Bewußtsein, daß Prognosen Reaktionen sowohl bei Wirtschaftssubjekten als auch bei Wirtschaftspolitikern hervorrufen können, werden im allgemeinen "provokante" Prognosen vermieden[8])

Das Institut erstellt seit Ende 1974 auch regelmäßig *Prognosen mit ökonometrischen Modellen*: zunächst mit einem Quartalsmodell und seit Mitte 1978 mit einem Jahresmodell. Die Modellprognose, die von den gleichen Annahmen über die exogenen Variablen ausgeht wie die traditionelle Institutsprognose, dient als "Kontrollrechnung" zur traditionellen Institutsprognose und wird eher unter einem diese bestätigenden Aspekt gesehen

Das Institut macht viermal jährlich Prognosen für wichtige Größen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung. Im März und Juni wird das laufende Jahr, im September und Dezember das laufende und das darauffolgende Jahr prognostiziert. Hauptprognosetermin für das kommende Jahr ist der Dezember. Man glaubt, daß zu diesem Zeitpunkt bereits genügend Information vorliegt, um die Entwicklung im kommenden Jahr mit einiger Sicherheit vorhersagen zu können

Der Prognosevergleich

Der Vergleich beschränkt sich auf eine Gegenüberstellung von Dezemberprognosen für die Jahre 1963 bis 1969 und 1974 bis 1979[9]).

Übersicht 1 wiederholt zur besseren Vergleichbarkeit die Prognosegenauigkeitsmaße der genannten ersten Studie. Übersicht 2 enthält die entsprechenden Kennzahlen für die Institutsprognosen der siebziger Jahre. In diesen Übersichten wird der RMS-Prognosefehler in Prozentpunkten angegeben, das gleiche gilt für die Regressionskonstante *a*. Die Ungleichheitskoeffizienten *U*, *V* und *W* lassen sich leicht interpretieren. So besagt beispielsweise der erste *U*-Koeffizient in Übersicht 1 in der Größe von 0,15, daß der Prognosefehler der Institutsmethode nur 15% des Fehlers der "No-change"-Extrapolation ausmacht

Bei einem Vergleich der beiden Übersichten springt sofort die Tatsache ins Auge, daß die RMS-Prognosefehler für die Institutsprognosen der siebziger Jahre kräftig zugenommen haben. Der Unsicherheitsspielraum, mit dem die Prognosen in den siebziger Jahren behaftet waren, hat sich somit stark vergrößert. Ausnahmen bilden nur die Prognosen der Verbraucherpreise ohne Saisonprodukte und — mit gewisser Nachsicht — die Vorhersagen der Brutto-Anlageinvestitionen. In allen anderen Fällen haben sich die RMS-Prognosefehler im Vergleich zu den sechziger Jahren verdoppelt oder sogar verdreifacht. Daraus darf man aber nicht einfach den Schluß ziehen, daß das Prognoseverfahren des Institutes in den siebziger Jahren zu schlechteren Ergebnissen geführt hätte. Es war nur viel schwieriger, unter den in diesen Jahren herrschenden Bedingungen treffsichere Prognosen zu erstellen. In den siebziger Jahren wurden erstmals seit langem negative Veränderungsraten beobachtet, was zu großen Prognosefehlern führte, auch wenn die Tendenz der Entwicklung richtig erkannt wurde. Dazu kamen noch zahlreiche Sondereinflüsse (auf Grund diskretionärer wirtschaftspolitischer Maßnahmen), die die Prognostiker vor schwierige Probleme stellten.

Die Behauptung, daß das traditionelle Institutsprognoseverfahren im Vergleich zu "naiven" Extrapolationsverfahren in den siebziger Jahren keineswegs schlechter abschnitt, wird durch eine vergleichende Analyse der verschiedenen Ungleichheitskoeffizienten voll bestätigt. Vorerst soll von den *V*-Koeffizienten (Average-change-Hypothese) abgesehen werden, denen streng genommen kein in der Praxis handhabbares Prognoseverfahren entspricht. Ein Vergleich der *W*-Koeffizienten (Last-change-Hypothese) zeigt, daß diese in den siebziger Jahren überwiegend kleiner wurden, abgesehen von den Prognosen für das nominelle Brutto-Nationalprodukt und die Zahl der unselbständig Beschäftigten. Die *U*-Koeffizienten hingegen (No-change-Extrapolation) haben zugenommen. Beide Entwicklungen sind eine Folge des Auftretens von positiven und negativen Veränderungsraten in den siebziger Jahren. Unter solchen Bedingungen ist vor allem die "No-change"-Extrapolation eine nicht unrealistische Annahme. Die Untersuchung beweist jedoch, daß die Institutsmethode sowohl der "No-change"- als auch der "Last-change"-Extrapolation überlegen ist.

Einen zusätzlichen Einblick vermittelt ein Vergleich der Ungleichheitsanteile. Auch hier bestehen einige Unterschiede zwischen den Institutsprognosen für die sechziger Jahre und jenen für die siebziger Jahre.

[8]) Zur Beziehung zwischen Wirtschaftspolitik und Prognoseerstellung siehe *Kramer* (1980).

[9]) Für 1963 wurde die Prognose erst zu Beginn des Jahres erstellt. Die Wahl der Periode 1974 bis 1979 wurde vom Erfordernis des Vergleichs mit den Prognosen aus den Zeitreihenmodellen bestimmt. Die aus statistischen Gründen erforderliche Zeitreihenlänge für die Schätzung dieser Modelle gestattet es nicht, mit den entsprechenden Ex-ante-Prognosen vor Dezember 1973 zu beginnen

Übersicht 1

Treffsicherheit der Institutsprognosen in den sechziger Jahren

Variable	*RMS*-Prognosefehler	U	V	W	U^M	U^S	U^C	U^R	U^D	a	b
Brutto-Nationalprodukt (nominell)	1 22	0 15	0 92	0.65	0,43	0 10	0,47	0.00	0,57	0,53	1 04
Brutto-Nationalprodukt (real)	1 41	0,30	1 08	0 65	0 12	0 09	0 79	0 11	0 77	2 56	0 47
Privater Konsum (nominell)	0 93	0 14	0,89	0 80	0,34	0 15	0.51	0.00	0,66	−0 86	1 05
Privater Konsum (real)	1 07	0 26	1,25	1 14	0 28	0.00	0 72	0 17	0.55	2 03	0 43
Brutto-Anlageinvestitionen (nominell)	3 11	0 37	0,89	0 83	0 06	0.09	0 85	0 05	0.89	2,54	0 74
Brutto-Anlageinvestitionen (real)	3 28	0 67	1.05	0,81	0 00	0 01	0.99	0 25	0 75	2 19	0 44
Exporte i w S (nominell)	3 76	0,34	1.03	1 04	0 15	0,35	0,50	0 00	0 84	2,94	0 83
Importe i. w. S (nominell)	3 02	0 28	0 95	0 63	0 14	0,37	0,49	0 00	0 86	0,54	1 06
Unselbständig Beschäftigte	0,53	0 70	0 71	0,57	0 01	0 22	0 77	0 01	0 98	0 06	1 08
Verbraucherpreisindex (ohne Saisonprodukte)	0.85	0 24	1 19	0 77	0 07	0 00	0,93	0,31	0 62	3,33	0,34

Übersicht 2

Treffsicherheit der Institutsprognosen in den siebziger Jahren

Variable	*RMS*-Prognosefehler	U	V	W	U^M	U^S	U^C	U^R	U^D	a	b
Brutto-Nationalprodukt (nominell)	4 18	0,33	1 15	0 79	0 00	0 01	0.99	0 29	0 71	6 69	0 29
Brutto-Nationalprodukt (real)	2.88	0 75	1 14	0 67	0 00	0,31	0 69	0 27	0 73	4 55	−0 60
Privater Konsum (nominell)	2 87	0 28	0 77	0 52	0 02	0 02	0 96	0 07	0 91	1 97	0 76
Privater Konsum (real)	2 95	0,66	0 92	0 52	0,03	0 27	0 70	0 01	0 96	0 09	0 84
Brutto-Anlageinvestitionen (nominell)	4 11	0 44	0,82	0 50	0,05	0 01	0 94	0 01	0 94	0 01	0 96
Brutto-Anlageinvestitionen (real)	4,33	0 82	0,86	0 53	0 04	0,51	0 45	0 04	0 92	−1 95	1 47
Exporte i w S (nominell)	9 17	0 70	1 25	0 74	0.02	0 28	0 70	0.57	0 41	30 47	−1 76
Importe i. w. S (nominell)	10 60	0 70	1 00	0,58	0 00	0.52	0,48	0,02	0,98	5,46	0,50
Unselbständig Beschäftigte	0,94	0 76	1 40	0 73	0,35	0.01	0.64	0 25	0,40	0.85	0,40
Verbraucherpreisindex (ohne Saisonprodukte)	0.84	0 13	0,39	0,57	0 06	0 00	0 94	0 01	0,93	0 26	0,96

RMS-Prognosefehler Wurzel aus mittlerem quadratischem Prognosefehler
U *RMS*-Fehler verglichen mit „No-change"-Extrapolation.
V *RMS*-Fehler verglichen mit „Average-change"-Extrapolation
W. *RMS*-Fehler, verglichen mit „Last-change"-Extrapolation
U^M Biasanteil am mittleren quadratischen Prognosefehler
U^S Varianzanteil am mittleren quadratischen Prognosefehler,
U^C Kovarianzanteil am mittleren quadratischen Prognosefehler,
U^R Regressionsanteil am mittleren quadratischen Prognosefehler
U^D Störanteil am mittleren quadratischen Prognosefehler
a Regressionskonstante, aus der Regression der realisierten
b Regressionskoeffizient Änderungen auf die prognostizierten Änderungen

Mangelnde Kovarianz bzw. großer Störanteil sind auch in neuerer Zeit die entscheidenden Fehlerquellen. Daran hat sich im Vergleich zu den sechziger Jahren nichts geändert. Anders liegen die Dinge bei den verbleibenden Ungleichheitsanteilen In den sechziger Jahren war der Biasanteil am mittleren quadratischen Prognosefehler von größerer Bedeutung als der Varianzanteil. In den siebziger Jahren spielt der Varianzanteil eine größere Rolle, während der Biasanteil abgesehen von einer Ausnahme, nämlich der Prognose für die Zahl der unselbständig Beschäftigten, kaum mehr zur Entstehung des mittleren quadratischen Prognosefehlers beiträgt. Mit anderen Worten heißt das, daß es dem Institut sehr gut gelang, die durchschnittlichen Veränderungsraten der einzelnen Variablen für die Jahre 1974 bis 1979 vorauszusagen Die jährlichen konjunkturellen Schwankungen hingegen wurden weniger gut prognostiziert, wodurch der Varianzanteil stieg. Die einzelnen vom Institut prognostizierten Größen haben für den Benutzer der Prognosen, insbesondere für die Wirtschaftspolitiker, unterschiedliche Wertigkeit. So müssen die Prognosen für das reale BIP, für die realen Nachfragegrößen privater Konsum und Investitionen, für die Leistungsbilanz (Exporte und Importe i. w. S. nominell), den Arbeitsmarkt und die Verbraucherpreise als wichtiger angesehen werden als die übrigen vorgelegten Prognosewerte. Die hier getroffene Auswahl trägt diesem Gesichtpunkt Rechnung. Hervorgehoben zu werden verdient die Qualität der Verbraucherpreisprognose, die noch dazu in den siebziger Jahren gegenüber den sechziger Jahren verbessert werden konnte. Dahinter steht eine österreichische Besonderheit: Das Preisniveau wird zu einem guten Teil und viel mehr als in anderen Ländern unter Einfluß institutioneller Gegebenheiten (Sozialpartnerschaft) bestimmt Dies erleichtert die Aufgabe des Prognostikers, der mit diesen Verhältnissen vertraut ist.

Untersucht man die Prognosen für die einzelnen Jahre näher, so zeigt sich eindeutig, daß primär die

Prognosen für die Jahre 1975 und 1976 für die Schwierigkeiten ausschlaggebend sind Weder der extrem starke Abschwung des Jahres 1975 noch die kräftige Erholung von 1976 wurde auch nur andeutungsweise vorausgesehen Das führte zu ungewöhnlich großen Prognosefehlern in diesen beiden Jahren. Besonders schlecht waren die Prognosen für das Brutto-Nationalprodukt, die Importe im weiteren Sinn, den privaten Konsum und die Brutto-Anlageinvestitionen (alle zu konstanten Preisen), für die beiden zuletzt genannten Größen vor allem im Jahre 1975

Ergänzend zur Prognosebeurteilung an Hand der Theil'schen Maße sei noch kurz auf Wendepunktfehler eingegangen. Dabei sollen nur die wichtigeren Prognosegrößen (BNP bzw. BIP, privater Konsum, Brutto-Analgeinvestitionen (jeweils zu konstanten Preisen), Exporte und Importe im weiteren Sinne (nominell), unselbständig Beschäftigte, Verbraucherpreisindex ohne Saisonprodukte) betrachtet werden Wendepunktfehler (prognostizierte und realisierte Wachstumsraten haben verschiedene Vorzeichen) gab es in den untersuchten siebziger Jahren häufiger als in den sechziger Jahren (10 gegenüber 3) Abgesehen vom privaten Konsum und von den Verbraucherpreisen sind die Dezemberprognosen der erwähnten Reihen für 1975 mit Wendepunktfehlern behaftet Dazu kommen noch Wendepunktfehler beim privaten Konsum, bei den Brutto-Anlageinvestitionen, den Importen i. w. S und den unselbständig Beschäftigten im Jahre 1978. Prüft man die Prognosen auf Veränderungsraten-Wendepunkte (prognostizierte und realisierte Veränderung der Wachstumsrate haben verschiedene Vorzeichen), so zeigt sich, daß die Wachstumsrichtung, also Wachstumsbeschleunigung oder Wachstumsverlangsamung, von den Prognosen in den siebziger Jahren in weniger Fällen verfehlt wurde als in den sechziger Jahren (10 gegenüber 14) In dieser Hinsicht hat sich insbesondere die Prognose der Brutto-Anlageinvestitionen gebessert: vier Fehlern (1964, 1965, 1966 und 1968) steht nur einer (1974) gegenüber In der Konsumprognose hingegen ist in den siebziger Jahren nur ein Fehler mehr als in der Vergleichsperiode festzustellen, und zwar wurde in vier aufeinanderfolgenden Jahren (1974 bis 1977) die Wachstumsrichtung nicht getroffen. Das BNP- bzw BIP-Wachstum wurde in den siebziger Jahren stets in der richtigen Richtung prognostiziert, 1964 und 1968 hingegen in der falschen

Es hätte allerdings hellseherischer Fähigkeiten bedurft, den Abschwung von 1975 bereits im Dezember 1974 zu prognostizieren In den Daten der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechung für die ersten drei Quartale 1974, die dem Institut zu diesem Zeitpunkt zur Verfügung standen, deutete kaum etwas auf einen beginnenden Abschwung hin Im Gegenteil, diese Daten hätten die Interpretation einer neuerlichen Belebung des damals schon jahrelang anhaltenden Aufschwungs nicht ausgeschlossen[10]) Erst im IV. Quartal 1974 kam ein extrem abrupter Einbruch Aber Daten dafür fielen erst im März 1975 an, zusammen mit den revidierten Werten für die ersten drei Quartale 1974. Diese Daten wurden in einer anderen Arbeit einer genaueren Analyse unterzogen[11]). Dort wurden die im Dezember vorliegenden Daten für die ersten drei Quartale als vorläufige Werte und die im März des Folgejahres anfallenden als endgültige bezeichnet. Obwohl dies mit der Sprachregelung der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung nicht ganz übereinstimmt, wird hier diese Terminologie einfachheitshalber und aus Gründen der Vergleichbarkeit mit der oben erwähnten Arbeit beibehalten. Diese Problematik wird später vor allem deshalb noch erörtert werden, weil sie entscheidende Konsequenzen für die Treffsicherheit der Institutsprognosen hat. Wie in der eben zitierten Studie im Detail ausgeführt wurde, weichen die vorläufigen Daten vom Dezember von den endgültigen im März oft erheblich ab Der Unterschied war gerade 1974 besonders stark ausgeprägt. Die im März 1975 verfügbaren endgültigen Daten für 1974 zeichneten ein bei weitem pessimistischeres Bild der Konjunkturlage, als dies auf Grund der vorläufigen Werte für die ersten drei Quartale zu vermuten gewesen wäre — und das nicht nur deshalb, weil nun der Wert für das extrem schlechte IV. Quartal vorlag. Hätte das Institut im Dezember 1974 über diese Informationen verfügt, so wäre die Prognose für 1975 sicher weit pessimistischer ausgefallen

Augenblicklich wäre für eine Verbesserung der Institutsprognosen über die Lösung der Datenprobleme im allgemeinen sowie der Fragen der Quartalsrechnung und vor allem dieser eben angeführten Diskrepanz zwischen vorläufigen und endgültigen Werten der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung mehr zu erreichen als über die Anwendung ständig komplizierterer Techniken. Solange dies nicht gelingt, wird man nicht darum herumkommen, die Dezemberprognose unter Umständen im März kräftig zu revidieren

Prognosegüte und Treffsicherheit bei Zeitreihenmodellen

Bereits vor einigen Jahren wurden im Institut Zeitreihenmodelle für eine größere Zahl ökonomischer Variabler entwickelt und damit seit September 1976 mehrmals intern Prognosen erstellt. Ein erster Bericht über die Leistungsfähigkeit von ARIMA-Model-

[10]) Nur im Konjunkturtest für das III. Quartal (verfügbar im August) deuteten fünf der sechs Indikatoren auf eine Stagnation bis Verschlechterung hin Die Konjunkturtestergebnisse für das IV. Quartal (verfügbar im November) wiesen allerdings schon durchwegs auf rezessive Erscheinungen hin.

[11]) *J. Ledolter — F. Schebeck — G. Thury:* Box-Jenkins Methoden — Alternative Verfahren zur Prognose ökonomischer Zeitreihen, Empirica 1/1977 S. 25-55

len in der Konjunkturprognose wurde bereits 1977 vorgelegt[12].

Mittlerweile erwiesen sich viele der damals geschätzten Modelle für Prognosezwecke vor allem aus zwei Gründen als unzulänglich: Erstens wurde im Herbst 1978 eine Revision der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung, zurückreichend bis 1964, publiziert, wodurch einige Zeitreihen nicht unerheblich verändert wurden Zweitens konnten mit den vorhandenen Modellen die Sondereinflüsse in den Jahren 1977 und 1978 nicht adäquat erfaßt werden, die durch die steuerlichen Maßnahmen zur Verbesserung der Leistungsbilanz verursacht wurden Andere Sondereinflüsse, die weiter zurück lagen, beeinflußten die laufende Prognose kaum.

Bei der Neuschätzung von ARIMA-Modellen mit den revidierten Daten der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechung konnten nun, gestützt auf ein von *Box* und *Tiao*[13]) entwickeltes Verfahren und ein neues Computerprogramm, Sondereinflüsse berücksichtigt werden Weiters konnten zusätzliche Erfahrungen genutzt werden, die in letzter Zeit bei der Anwendung von Box-Jenkins-Methoden, insbesondere bei der Schätzung von Transferfunktionen, gemacht wurden[14])

Nach einer Einführung in die Theorie der Zeitreihenanalyse und einer eher charakterisierenden Beschreibung der geschätzten Modelle werden in diesem Abschnitt Prognosen, die mit der traditionellen Institutsmethode erstellt wurden, Vorhersagen gegenübergestellt, die aus Zeitreihenmodellen hergeleitet wurden Sinn dieser Gegenüberstellung soll es nicht sein, hier einen Expertenstreit über anzuwendende Prognoseverfahren zu initieren. Man sollte vor allem nicht in den Fehler verfallen, in diesen beiden Prognoseverfahren sich gegenseitig ausschließende Alternativen zu sehen.

Die traditionelle Institutsmethode wird seit über fünfzehn Jahren für die Erstellung von Prognosen herangezogen In dieser Zeit war es möglich, große Erfahrung im Umgang mit dieser Methode zu sammeln Aber die im Institut entwickelte Prognoseprozedur hat auch Schwächen. Ein möglicher Weg, sie zumindest teilweise zu beseitigen, könnte darin bestehen, in Ergänzung zur traditionellen Institutsmethode Verfahren der Zeitreihenanalyse heranzuziehen. Nachdem mit diesen Verfahren längere Zeit experimentiert wurde, soll darüber berichtet und geklärt werden, ob diese Verfahren Erfolg versprechen oder nicht.

Die Verwendung zusätzlicher Techniken könnte zum Einwand führen, daß dadurch die Verwirrung wahrscheinlich eher vergrößert als verkleinert wird Dieses Argument scheint jedoch nicht stichhaltig zu sein Natürlich wird man sich bei der vorgeschlagenen Vorgangsweise des öfteren mehreren möglichen Prognosevarianten gegenüber sehen Das sollte aber sogar sehr wünschenswert sein. Man kann dann die einzelnen Varianten gegeneinander abwägen und sich nach reiflicher Erwägung für eine entscheiden oder sich besonderer Unsicherheitsbereiche (und ihrer wahrscheinlichen Grenzen) besser bewußt werden. Diese Vorgangsweise scheint zielführender zu sein, als sich von vornherein, nur um nicht verunsichert zu werden, auf eine Variante festzulegen, ohne andere Möglichkeiten expliziert formuliert zu haben

Zur Theorie der Zeitreihenanalyse

Vorbemerkung

Methoden der Zeitreihenanalyse haben sich in den letzten 50 Jahren lebhaft und auf breiter Basis entwikkelt, sie haben ein weites Anwendungsgebiet in der Ökonomie[15]), im Operations Research, in technischen und anderen Disziplinen gefunden Ziel der Zeitreihenanalyse ist es, allgemein gesprochen, ein Modell zu formulieren, welches das Verhalten der Zeitreihe bis auf einen Zufallsfehler beschreibt Es geht somit um die Aufspaltung der Zeitreihe in einen systematischen Teil, der durch das Modell und seine Parameter repräsentiert wird, und in einen verbleibenden Zufallsprozeß. Zeitreihenmethoden sind vornehmlich darauf gerichtet, die Systematik, die "Quasi-Gesetzmäßigkeit", die in der historischen Entwicklung einer Reihe steckt, zu beschreiben (univariate Zeitreihenmethoden) Freilich ist es möglich, eine Zeitreihe nicht nur aus der eigenen Vergangenheit zu erklären, sondern auch aus dem zusätzlichen Einfluß anderer Zeitreihen (bi- oder multivariate Zeitreihenmethoden). Die Analyse von Zeitreihen kann entweder im Frequenzbereich mit der Methode der Spektralanalyse oder im Zeitbereich erfolgen Die hier beschriebenen Methoden sind nur im Zeitbereich anwendbar

Die wichtigsten Schemata zur Darstellung von Zeitreihen sind autoregressive Modelle und "Moving-average"-Modelle (Modelle gleitender Durchschnitte), wobei beide auch verbunden werden können. Zeitreihenmethoden wie Filtermodelle, exponentielles Glätten sind spezielle Anwendungen der vorgenannten Modelle. Die in der Wirtschaftsforschung übliche Methode der Saisonbereinigung bedient sich ebenfalls der "Moving-average"-Prozesse und in jüngster Zeit

[12]) *Ledolter — Schebeck — Thury* (1977).
[13]) *G. E. P Box — G. C. Tiao:* Intervention Analysis with Applications to Economic Environmental Problems, Journal of the American Statistical Association, Vol 70 März 1975, S 70-79.
[14]) *J. Ledolter — F. Schebeck — G. Thury:* Forecasting Using Leading Indicators: Some Empirical Evidence for Austria. Angewandte Statistik und Ökonometrie Göttingen, erscheint demnächst (1980)

[15]) Hier sei erinnert, daß die Zeitreihenanalyse im Institut eine alte Tradition hat und es wird auf einschlägige Arbeiten in den dreißiger Jahren. insbesondere jene von *A. Wald* verwiesen

auch der Verknüpfung von autoregressiven und "Moving-average"-Modellen.
Einen nachhaltigen Impuls zur Entwicklung der Zeitreihenanalyse und zu einer universelleren Anwendung von Zeitreihenmethoden gab das 1970 veröffentlichte Buch von *Box — Jenkins*[16]. Seither gelten Box-Jenkins-Verfahren als Synonym für die Anwendung von autoregressiven und "Moving-average"-Modellen. Abgesehen vom rein theoretischen Beitrag, der gar nicht so originär ist (vieles der theoretischen Basis wurzelt in den Arbeiten von *Yule, Slutsky* und *Wold*)[17], ist es das Verdienst von *Box — Jenkins*, eine sehr allgemeine Klasse von integrierten autoregressiven "Moving-average"-Modellen (ARIMA-Modelle) beschrieben zu haben, die eine Reihe spezieller Modelle enthält. Diese Modelle können auf stationäre und nichtstationäre Zeitreihen sowie auf Saison- und Nichtsaisondaten angewendet werden. Die beiden Autoren entwickelten effiziente, computergerechte Berechnungs- und Schätzformeln, ferner ein iteratives Modellbauverfahren, das es erlaubt, aus einer allgemeinen Klasse von Modellen ein möglichst gutes Modell zu finden. Schließlich wird auch gezeigt, wie aus ARIMA-Modellen optimale Vorhersagen gemacht werden können. *Box — Jenkins* erweiterten ihre Methode auch für den Zwei- und Mehrvariablenfall.
Die Anwendung von Box-Jenkins-Verfahren breitete sich in der Ökonomie rasch aus. Im Vordergrund stand zunächst der prognostische Aspekt der ARIMA-Modelle. Vergleichende Untersuchungen ergaben, daß Vorhersagen auf Grund von ARIMA-Modellen Prognosen, die auf ökonometrischen Modellen beruhen, nicht nachstehen, ja ihnen in vielen Fällen überlegen sind[18]. Diese Gegenüberstellung schien auf eine Konfrontation zwischen traditionellen ökonometrischen Methoden und Zeitreihenmethoden hinauszulaufen. Wie jedoch einige Arbeiten der letzten Jahre zeigen, dürfte die Entwicklung einer fruchtbaren Synthese von ökonometrischer Modellarbeit und Box-Jenkins-Verfahren zustreben. Mit Hilfe der Zeitreihenanalyse ist es möglich, eine Schwäche vieler ökonometrischer Modelle, nämlich die unzureichende Behandlung der Fehlerprozesse und deren negative Auswirkung auf die Effizienz der Parameterschätzung, zu beseitigen. Die ökonomische Theorie liefert meist keine Hinweise auf die Dynamik bzw. die Lag-Struktur der zu spezifizierenden ökonometrischen Gleichungen. Zeitreihenverfahren können diese Informationen aufdecken helfen. Wie *Zellner — Palm*[19], *Palm*[20]) sowie *Prothero — Wallis*[21] darlegten, besteht ein Zusammenhang zwischen einem dynamischen simultanen Gleichungssystem, das auf Grund theoretischer ökonomischer Überlegungen erstellt wurde, und ARIMA-Modellen. Univariate autoregressive "Moving-average"-Modelle für die endogenen Variablen eines dynamischen simultanen Gleichungssystems können als Lösungsform dieses Systems interpretiert werden. Erwähnt sollte noch werden, daß sich diese Zeitreihenverfahren als ein nützliches Instrument zur Untersuchung von Kausalitäts- und Rückkoppelungsbeziehungen zwischen ökonomischen Variablen erwiesen haben[22].

Stationäre stochastische Prozesse[23]

Die Daten, auf die sich die empirische Wirtschaftswissenschaft stützt, sind überwiegend Messungen ökonomischer Größen zu regelmäßig aufeinanderfolgenden Zeitpunkten oder für regelmäßig aufeinanderfolgende Zeitabschnitte, also Zeitreihen. In einer Zeitreihe, einer Folge von Werten, die durch einen Zeitparameter geordnet sind, ist es nicht gestattet, Werte für verschiedene Zeitpunkte untereinander auszutauschen. Die Methoden der klassischen Statistik, für Daten aus voneinander unabhängigen Experimenten konzipiert, sind hier nicht anwendbar. Es mußten daher andere Methoden entwickelt werden.
Eine beobachtete Zeitreihe x_t, $t = 1, \ldots, n$ von der Art, wie sie in der Wirtschaftsstatistik vorliegt, kann als Realisation eines theoretischen Prozesses, gewöhnlich als stochastischer Prozeß X_t bezeichnet, angesehen werden. Die Beziehung zwischen stochastischem Prozeß und seiner Realisation kann hier analog zu den Begriffen Grundgesamtheit und Stichprobe in der klassischen Statistik aufgefaßt werden.
Aufgabe der Zeitreihenanalyse ist es, die in der Reali-

[16]) *G. E. P. Box — G. M. Jenkins*: Time Series Analysis Forecasting and Control, San Francisco 1970.
[17]) *G. U. Yule*: On the Method of Investigating Periodicities in Disturbed Series, With Special Reference to Wölfer's Sunspot Numbers. Philosophical Transactions A 226, 1927, S. 267-298; *E. Slutsky*. The Summation of Random Causes as the Source of Cyclical Processes, Econometrica, Vol. 5, 1937, S. 105-146; *H. Wold*. A Study in the Analysis of Stationary Time Series. Stockholm 1954 (1. Ausgabe 1938).
[18]) Vgl. *R. L. Cooper*: The Predictive Performance of Quarterly Econometric Models of the United States, in *B. G. Hickman (Hrsg.)*: Econometric Models of Cyclical Behavior, National Bureau of Economic Research, New York 1972; *C. W. J. Granger — P. Newbold*. Economic Forecasting: the Atheist's Viewpoint, in *G. A. Renton (Hrsg.)*: Modelling the Economy, London 1975; *T. H. Naylor — T. G. Seaks*. Box-Jenkins Methods: An Alternative to Econometric Models, International Statistical Review, Vol. 40, 2/1977, S. 123-137; *C. R. Nelson*: The Prediction Performance of the FRB-MIT-PENN Model of the US Economy. American Economic Review, Vol. 62, 1972, S. 902-917.
[19]) *A. Zellner — F. Palm*: Time Series Analysis and Simultaneous Equations Econometric Models, Journal of Econometrics, 2/1974, S. 17-54.
[20]) *F. Palm*: Testing the Dynamic Specification of an Econometric Model With an Application to Belgian Data. European Economic Review, Vol. 8, 1976, S. 269-289.
[21]) *D. L. Prothero — K. F. Wallis*. Modelling Macroeconomic Time Series, Journal of the Royal Statistical Society, Vol. 139 A, 1976, S. 468-500.
[22]) *G. Thury*. Causality Relationships Between Macroeconomic Variables: An Empirical Investigation for Austria. Empirica 2/1979, S. 205-216.
[23]) Dieser Abschnitt stützt sich vor allem auf *C. W. J. Granger — P. Newbold*: Forecasting Economic Time Series. Academic Press, New York 1977.

sation, also in den beobachteten Daten, steckende Information zu nutzen, um Schlüsse auf die Eigenschaften des dahinterliegenden stochastischen Prozesses zu ziehen. Dafür werden zunächst zusammenfassende statistische Maßzahlen ermittelt, wie Mittelwert und Kovarianz, in einem weiteren Schritt folgt die Identifikation und Schätzung eines Modells auf Grund der vorliegenden Daten. Mit den ökonomischen Zeitreihen steht für einen bestimmten Zeitpunkt jeweils nur eine einzige Realisation eines bestimmten stochastischen Prozesses zur Verfügung. Es ist daher nicht möglich, den Mittelwert für einen bestimmten Zeitpunkt t und entsprechende Kovarianzen aus mehreren Realisationen des zugrundeliegenden Prozesses zu schätzen, wie dies in der Technik oder der Naturwissenschaft der Fall sein kann, wo wiederholt unabhängige Experimente gemacht werden können. Man muß daher einen anderen Weg einschlagen und bestimmte einschränkende Annahmen über den Prozeß treffen. Eine solche Annahme ist, daß der Prozeß stationär ist. Dies ist dann der Fall, wenn erstens Mittelwert und Varianz des Prozesses unabhängig von der Zeit sind, d. h. Mittelwert von $X_t = \mu$, Varianz von $X_t = \delta_x{}^2 = \gamma_0$, und wenn zweitens die Kovarianz zwischen Werten für zwei beliebige Zeitpunkte t und s vom jeweiligen Zeitpunkt unabhängig und nur eine Funktion der Länge des Abstandes $t - s$ zwischen diesen Punkten ist (Kovarianz $(X_t, X_s) = \gamma_{t-s}$). Man begnügt sich meist mit dieser sogenannten schwachen (oder Kovarianz-)Stationärität, für die Mittelwert, Varianz und Autokovarianzen des zugrundeliegenden Prozesses als zeitinvariant angenommen werden.

Diese Annahmen werden allerdings in der Regel von den beobachteten ökonomischen Zeitreihen nicht erfüllt. Der Mangel ist aber meist leicht zu beheben: Durch Logarithmieren und Differenzenbilden werden nichtstationäre Reihen in stationäre übergeleitet[24]).

Wichtige Modelle für die Erklärung stationärer Prozesse sind:

der *reine Zufallsprozeß*, auch "Weißes Rauschen" oder "White-noise"-Modell genannt, ein diskreter Prozeß a_t, in dem Mittelwert und Varianz konstant und die Kovarianzen Null sind, d. h. Werte verschiedener Zeitpunkte sind unkorreliert.

ein *autoregressives Modell* der Ordnung p (AR(p)-Modell) — die laufenden Werte werden durch p aufeinanderfolgende vergangene Werte der gleichen Reihe und einen Störterm erklärt. Es gilt also

$$X_t = \Phi_1 X_{t-1} + \Phi_2 X_{t-2} + \ldots + \Phi_p X_{t-p} + a_t,$$

a_t folgt einem Zufallsprozeß. Ein autoregressives Modell erster Ordnung, bei dem der Wert der laufenden Periode vom Wert der vorhergehenden Periode und einem Zufallsglied abhängt, hat folgendes Aussehen:

$$X_t = \Phi_1 X_{t-1} + a_t.$$

Man kann nun einen autoregressiven Operator in Form eines Polynoms in B vom Grade p definieren als

$$\Phi_p(B) = 1 - \Phi_1 B - \Phi_2 B^2 - \ldots - \Phi_p B^p,$$

wobei B ein Verschiebungsoperator ist, der bewirkt, daß

$$BX_t = X_{t-1},\ B^2 X_t = X_{t-2}, \ldots, B^p X_t = X_{t-p}.$$

Das autoregressive Modell kann nun kurz folgendermaßen angeschrieben werden:

$$\Phi_p(B) X_t = a_t.$$

Der laufende Wert wird somit als eine endliche gewogene Summe zeitlich vorhergehender Werte und eines Zufallsgliedes repräsentiert. Das Modell heißt autoregressiv, weil analog zur Regression, wo "abhängige" Variable auf "unabhängige" bezogen werden, X_t auf vorhergehende Werte von sich selbst bezogen (regressiert) wird. Als Beispiel für ein autoregressives Modell seien Konzepte der Erwartungsbildung in der ökonomischen Theorie genannt.

Ein *"Moving-average"-Modell* der Ordnung q (MA(q)-Modell) beschreibt einen stochastischen Prozeß, in dem die laufenden Werte eine gewogene Summe gleichzeitiger und vergangener Störungen darstellen:

$$X_t = a_t - \Theta_1 a_{t-1} - \Theta_2 a_{t-2} - \ldots - \Theta_q a_{t-q}.$$

Der einfache Fall eines "Moving-average"-Prozesses erster Ordnung, bei dem der Wert der laufenden Periode von einem Zufallsglied der vorangegangenen und der laufenden Periode abhängt, sieht in formaler Schreibweise so aus:

$$X_t = a_t - \Theta_1 a_{t-1}$$

Definiert man einen "Moving-average"-Operator als Polynom der Ordnung q in B

$$\Theta_q(B) = 1 - \Theta_1 B - \Theta_2 B^2 - \ldots - \Theta_q B^q,$$

so kann man das "Moving-average"-Modell kurz wie folgt anschreiben:

$$X_t = \Theta_q(B) a_t.$$

Der Name "Moving-average"-Modell mag etwas irreführend sein, wenn man dabei an die übliche Berechnung von gleitenden Durchschnitten denkt; besser ist vielleicht die Bezeichnung "gewogene gleitende Summe" (*Granger*). Im vorliegenden Fall müssen weder die Gewichte Θ_i positiv sein, noch muß ihre Summe Eins ergeben. Als Beispiel für die Entstehung eines "Moving-average"-Prozesses sei angeführt:

[24]) *G. Tintner — J. N. K. Rao — H. Strecker*, New Results in the Variate Difference Method, Verlag Vandenhoeck-Ruprecht Göttingen 1978.

Eine Wirtschaft wird durch unvorhergesehene exogene Ereignisse gestört; diese Störungen werden nicht sofort vom System absorbiert, sondern ihre Wirkungen pflanzen sich noch eine Zeitlang in einer bestimmten Zeitreihe fort. Die Ordnung q gibt an, wie lange ein solcher Schock weiter wirkt In diesem Zusammenhang sei darauf verwiesen, daß Ökonomen wie *Wicksell, Frisch* und *Kalecki* vermuteten, Konjunkturschwingungen würden im wesentlichen durch Störungen ausgelöst. *Adelman — Adelman*[25]) beschrieben den Einfluß von Störungen auf ökonomische Systeme an Hand von Simulationen.

Autoregressive und "Moving-average"-Modelle können zu sogenannten *gemischten autoregressiven "Moving-average"-Modellen* (ARMA(p,q)-Modelle) verknüpft werden Die laufenden Werte werden dann sowohl als gewogene Summe vergangener Werte als auch als gewogene Summe gleichzeitiger und vergangener Störungen dargestellt:

$$X_t = \Phi_1 X_{t-1} + \ldots + \Phi_p X_{t-p} + a_t - \Theta_1 a_{t-1} - \ldots - \Theta_q a_{t-q}$$

oder unter Verwendung der vorhin definierten Operatorpolynome

$$\Phi_p(B) X_t = \Theta_q(B) a_t$$

ARIMA-Modelle

Die soeben beschriebenen Modelle sind nur für stationäre Zeitreihen anwendbar. Wie bereits erwähnt, zeigen ökonomische Zeitreihen im allgemeinen nichtstationäres Verhalten. *Box — Jenkins* haben mit den autoregressiven integrierten "Moving-average"-Modellen (ARIMA(p,d,q)-Modelle) ein Konzept für eine Klasse nichtstationärer Prozesse entwickelt, die man aus ARIMA-Modellen erhält. Die erforderliche Differenzenbildung läßt sich durch eine Verallgemeinerung des autoregressiven Operators berücksichtigen, und zwar wird dieser um einen Differenzenoperator der Ordnung d erweitert:

$$\varphi_{p+d}(B) = \Phi_p(B)(1-B)^d.$$

Das ARIMA-Modell wird dann in der Form

$$\varphi(B) X_t = \Phi_p(B)(1-B)^d X_t = \Theta_q(B) a_t$$

angeschrieben

Das Wort "integriert" könnte zu Fehldeutungen Anlaß geben; es soll nichts anderes bedeuten, als daß die Differenzen einer Zeitreihe, die durch ein ARIMA-Modell abgebildet werden, wieder summiert werden müssen, um auf die ursprüngliche nichtstationäre Reihe zurückzukommen.

[25]) *I. und F. L. Adelman*: The Dynamic Properties of the Klein-Goldberger Model, Econometrica Vol 27, 1959 S. 596-625

Die Klasse der ARIMA-Modelle ist so angelegt, daß in ihrem Rahmen in flexibler Weise eine Reihe von Modelltypen spezifiziert werden kann. Sie umfaßt alle möglichen Kombinationen von Modellen, die dadurch entstehen, daß jeweils einer oder zwei der drei beschriebenen Operatoren Null gesetzt wird Als Beispiel sei ein besonderer Fall angeführt, der in der Literatur als "Random Walk" bezeichnet wird: Die Originalreihe entspricht einem nichtstationären Prozeß Wendet man darauf einen Differenzenoperator erster Ordnung an, d. h man bildet einfach Differenzen dieser Reihe, so bleibt ein reiner Zufallsprozeß übrig. Autoregressiver und "Moving-average"-Operator sind somit in diesem Fall Null

Der Modellbau

Wie bestimmt man nun für eine in der Wirklichkeit beobachtete Zeitreihe das adäquate Modell und seine Parameter? *Box — Jenkins* schlagen dafür ein eigenes Modellbauverfahren vor.

Der erste Schritt besteht in der *Modellspezifikation*, d. h. in der Feststellung des Modelltyps. Dabei wird zunächst klargestellt, ob die Reihe stationär ist, widrigenfalls muß die Art der Differenzenbildung gefunden werden. Ist der Prozeß stationär, gilt es herauszufinden, ob er durch ein autoregressives oder ein "Moving-average"-Modell oder eine Mischung aus beiden adäquat abgebildet werden kann, und welcher Ordnung die entsprechenden Parameter sind. Zur Modellspezifikation bedient man sich zweier Instrumente, nämlich der Autokorrelationsfunktion und der partiellen Autokorrelationsfunktion. Die Korrelation der laufenden Werte x_t einer Reihe mit um k Perioden verschobenen Werten der gleichen Reihe (Autokorrelation) wird wie folgt berechnet:

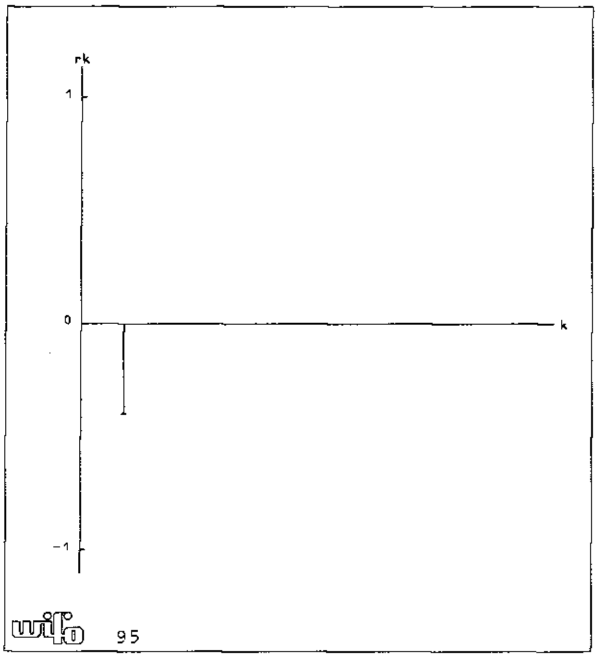
$$r_k = \sum_{t=1}^{n-k} (x_t - \bar{x})(x_{t+k} - \bar{x}) \Big/ \sum_{t=1}^{n} (x_t - \bar{x})^2,$$

$\bar{x}$ ist der Mittelwert.

Es empfiehlt sich, die Autokorrelationen für eine Reihe von Verzögerungen, etwa über die Länge eines oder eines halben Konjunkturzyklus, zu berechnen Die Autokorrelationskoeffizienten für eine Folge von k Verzögerungen ergeben die sogenannte Autokorrelationsfunktion, aus der Schlüsse auf Art und Ordnung des zugrundeliegenden Prozesses gezogen werden können Es seien nur drei Beispiele angeführt:

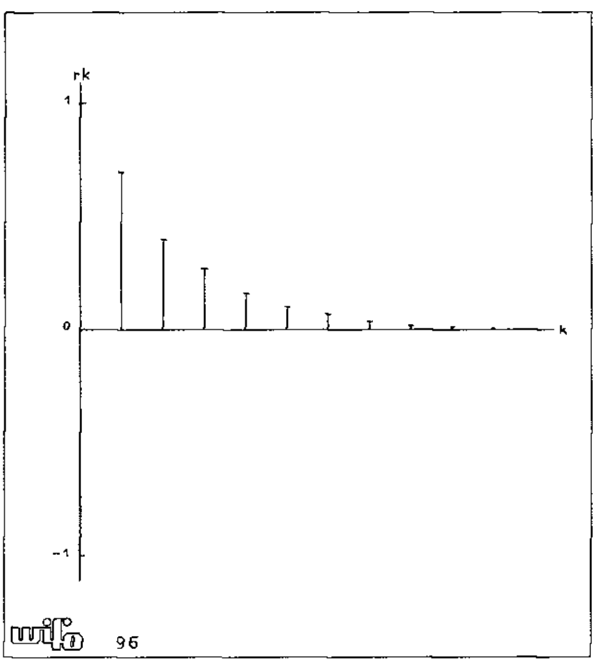
1. Sind die Autokorrelationskoeffizienten für aufeinanderfolgende k's nahe bei Eins und verändern sich kaum, so ist die Reihe nicht stationär; es sind daher Differenzen zu bilden

Abbildung 1



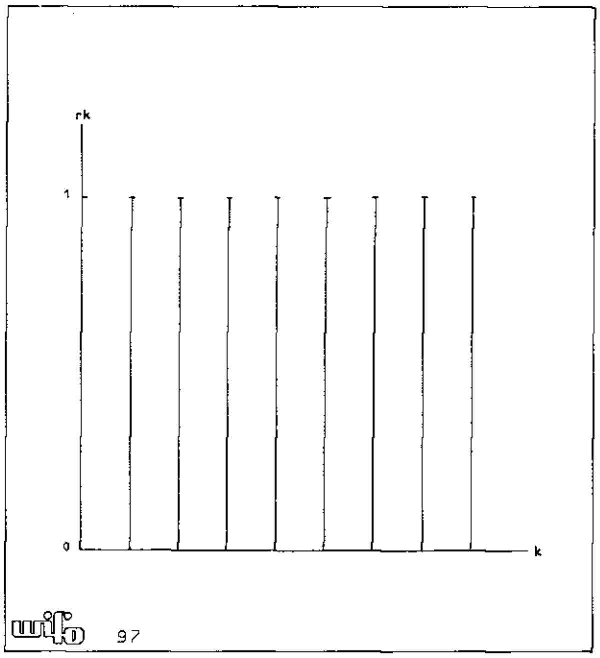
2 Hat der Autokorrelationskoeffizient für $k = 1$ z B einen Wert von 0,5 und die Werte für die weiteren k's sind Null bzw. nicht signifikant von Null verschieden, so deutet dies auf ein "Moving-average"-Modell erster Ordnung hin.

Abbildung 2



3 Zeigt die Autokorrelationsfunktion von $k = 1$ an einen exponentiell abfallenden Verlauf, dann liegt ein autoregressives Modell erster Ordnung vor.

Abbildung 3



Die partielle Autokorrelationsfunktion, das zweite Hilfsmittel zur Bestimmung der Ordnung der Operatoren, stellt eine Transformation der Autokorrelationsfunktion dar. Die unendliche Anzahl der Autokorrelationen eines autoregressiven Prozesses der Ordnung p wird nun als p Funktionen dieser Autokorrelationen abgebildet. Konkret bedeutet dies, daß sich in der partiellen Autokorrelationsfunktion beispielsweise ein autoregressiver Prozeß erster Ordnung (Beispiel 3) nur in einem signifikanten Wert für $k = 1$ manifestiert, wie dies in der Autokorrelationsfunktion für den "Moving-average"-Prozeß erster Ordnung (Beispiel 2) der Fall war.

Bei der Modellspezifikation gilt das Prinzip der Sparsamkeit hinsichtlich der verwendeten Parameter, d. h von mehreren äquivalenten Modellalternativen wird die mit der geringsten Anzahl von Parametern vorgezogen.

Erwähnt sei noch, daß bei den meisten ökonomischen Zeitreihen die Variation der Beobachtungen mit dem Niveau der Zeitreihe zunimmt, also keine konstante Varianz über die Zeit vorliegt. Um dies zu erreichen, ist es notwendig, die vorliegenden Daten in Logarithmen umzuformen.

Der zweite Schritt ist die *Schätzung der Parameter* des (vorläufig) spezifizierten Modells. Üblicherweise wird ein nichtlineares Regressionsprogramm verwendet, fallweise werden "Maximum-Likelihood"-Schätzungen gemacht.

Schließlich muß das *Modell überprüft* werden. Abgesehen von der Beurteilung der geschätzten Parameter auf Grund der Konfidenzintervalle liegt der Schwerpunkt der Kontrolle auf den Autokorrelationen der Residuen Ergibt sich, daß die Residuen unabhängig normal — mit Mittelwert Null und konstanter Varianz — verteilt sind, also einem reinen Zufallsprozeß gehorchen, dann kann das Modell akzeptiert, gegebenenfalls interpretiert und, worauf das Hauptinteresse liegt, zur Prognose verwendet werden Sind die Residuen jedoch nicht unabhängig, ist eine Revision der Modellspezifikation und eine Neuschätzung erforderlich

Bivariate Modelle

In der einschlägigen Literatur werden Ansätze dieses Typs auch als Transferfunktionsmodelle bezeichnet Es handelt sich dabei um Zeitreihenmodelle, die für die Beschreibung einer bestimmten Zeitreihe nicht nur die in dieser Reihe befindliche Information nutzen, sondern darüber hinaus auch noch Informationen aus einer anderen Reihe Univariate ARIMA-Modelle können als Vorstufe zu solchen bivariaten Modellen angesehen werden.

Auf Grund ökonomischer Hypothesen, bestimmter Vermutungen oder Beobachtungen wird davon ausgegangen, daß zwischen zwei Zeitreihen, der Output-Reihe y_t und der Input-Reihe x_t, ein Zusammenhang besteht. Es werden zunächst für jede der beiden Reihen univariate ARIMA-Modelle spezifiziert und geschätzt Aus den verbleibenden "White-noise"-Reihen der beiden Variablen wird versucht, mit Hilfe von Kreuzkorrelationen einen Zusammenhang zwischen beiden Größen zu finden Es geht also nur um den Zusammenhang, der nach Bereinigung jeder Reihe um ihre autodynamische Struktur übrigbleibt. Ist ein solcher gegeben und entspricht er der erwarteten Richtung, nämlich im Zeitablauf gesehen von der Input-Variablen x_t zur Output-Variablen y_t laufend, dann wird ein Transferfunktionsmodell geschätzt In diesem Fall ist es üblich, das ARIMA-Modell der Input-Reihe auch auf die Output-Reihe anzuwenden

Im Zusammenhang mit Tranferfunktionsmodellen spricht man auch von dynamischer Regression — gedacht als Erweiterung der Regressionstheorie für Zeitreihen. Transferfunktionsmodelle haben fallweise die Form von "Distributed-lag"-Modellen. Die Bedeutung solcher bivariater Modelle für die Konjunkturprognose liegt in der Verwendung vorauseilender Indikatoren als Input-Variabler.

Interventionsanalyse

In ökonomischen Zeitreihen schlagen sich oft Störungen infolge besonderer Ereignisse, wie Witterungseinflüsse, Streiks, politische Krisen, aber auch Reaktionen auf diskretionäre wirtschaftspolitische Maßnahmen nieder. Solche Schocks, die nicht sofort absorbiert werden und eine gewisse Zeit nachwirken, können zwar, wie schon früher erwähnt, durch "Moving-average"-Modelle erfaßt werden Dies gilt aber nicht allgemein *Box — Tiao*[26]) haben daher für solche Ereignisse ein spezielles formales Vorgehen entwickelt, die sogenannte Interventionsanalyse Dabei werden univariate ARIMA-Modelle durch Einführung von Dummy-Variablen ergänzt, wie dies in ähnlicher Weise auch in der traditionellen Regressionsanalyse geschieht. Für die Zeit der Wirksamkeit des Ereignisses nimmt diese Variable den Wert Eins an, sonst ist sie Null Die Schätzung der Parameter für die Dummy-Variable erlaubt einerseits eine annähernde Quantifizierung des Sondereinflusses, andererseits verbessert sie die Voraussetzungen für die Prognose, da die geschätzten Parameter des ARIMA-Modells, insbesondere jene des "Moving-average"-Teils, von Sondereinflüssen nicht betroffen sind

Traditionelle Institutsmethode und Verfahren der Zeitreihenanalyse — ein Vergleich ihrer Treffsicherheit

Die im vorigen Abschnitt kurz beschriebenen Verfahren werden nun dazu verwendet, Zeitreihenmodelle für die wichtigsten Größen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung zu schätzen Aus Platzmangel und aus drucktechnischen Gründen wird darauf verzichtet, diese Modelle hier im Detail abzudrucken. Überdies unterscheiden sich die einzelnen Modelle formal nur sehr wenig voneinander. Eine kurze allgemeine Charakteristik dürfte daher zur Information völlig ausreichen.

Der Untersuchungszeitraum erstreckt sich in den meisten Fällen vom I. Quartal 1954 bis zum IV. Quartal 1979 In allen Reihen ist ein ausgeprägter Trend zu beobachten, und überdies nehmen die Varianzen mit den Mittelwerten zu Daher werden die Originalreihen zu Logarithmen transformiert, um ihre Varianzen zu stabilisieren Der Trend wird durch Bildung von ersten Differenzen dieser Logarithmen, was in etwa Wachstumsraten entspricht, ausgeschaltet Da aber mit Quartalsdaten gearbeitet wird, haben die umgeformten Reihen noch ein ausgeprägtes Saisonmuster. Dieses wird durch die Bildung von vierten Differenzen, d h. durch die Verwendung von Vorjahresabständen, geglättet. Die auf diese Weise transformierten und differenzierten Reihen sind dann weitgehend stationär, d h weder Mittelwert noch Varianz sind zeitabhängig; sie können daher für die Schätzung von Zeitreihenmodellen verwendet werden Diese Schätzung zeigt, daß keine autoregressiven Parameter benötigt werden. Es reicht eine beschränkte Zahl von "Moving-average"-Parametern Um verschiedene Sondereinflüsse, die in der untersuchten Zeitspanne des öf-

[26]) *Box — Tiao* (1975)

teren auftraten, aufzufangen, werden schließlich noch spezielle Dummy-Variable in die einzelnen Modelle eingeführt. Dafür wird die Methode der Interventionsanalyse verwendet[27]).

Aus diesen Modellen werden vorerst Quartalsprognosen für die wichtigsten Aggregate der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung für die Zeit von 1974 bis 1979 erstellt. Dabei handelt es sich um echte Ex-ante-Prognosen. Für jeden Prognosezeitpunkt wurden die Modelle mit den bis dahin verfügbaren Daten neu geschätzt und auf ihre statistische Verläßlichkeit geprüft.

Diese Quartalsprognosen werden dann zu Jahresprognosen summiert, und zwar für die mit der Prognosetätigkeit des Institutes korrespondierenden Termine März, Juni, September und Dezember. Diese Vorhersagen bilden das Ausgangsmaterial für die Berechnung von Prognosegenauigkeitsmaßzahlen.

Diese Maßzahlen für die Zeitreihenmodelle sind in Übersicht 4 zusammengefaßt. Für Vergleichszwecke werden in Übersicht 3 die entsprechenden Kennzahlen für die traditionellen Institutsprognosen gegenübergestellt. Die Werte in Übersicht 3 für die Prognosegenauigkeitsmaße der Institutsprognose der siebziger Jahre weichen von jenen der Übersicht 2 aus dem ersten Teil dieser Arbeit etwas ab, vor allem in der Größe des RMS-Prognosefehlers. Das erklärt sich allein aus der Tatsache, daß die Zahl der analysierten Prognosen in beiden Fällen verschieden ist. Im ersten Abschnitt dieser Arbeit wurden nur die Prognosen analysiert, die im Dezember eines Jahres für das kommende Jahr erstellt wurden. Im vorliegenden Abschnitt hingegen wurden sämtliche Prognosen in die Untersuchung einbezogen, nämlich die im September und Dezember des laufenden Jahres über die Entwicklung im kommenden Jahr sowie deren vier Revisionen im Laufe des darauffolgenden Jahres. Ein Vergleich der Übersichten 2 und 3 ermöglicht daher Aussagen darüber, ob diese Prognoserevisionen zu einer Verbesserung der Treffsicherheit führen. Man erkennt sofort, daß dies eindeutig der Fall ist.

Es mag nun etwas problematisch erscheinen, Prognosen mit verschiedenem Vorhersagehorizont für die Berechnung der Genauigkeitskennzahlen völlig gleich zu behandeln. Diese Vorgangsweise wurde vor allem deshalb gewählt, weil sich dadurch die Zahl der zur Verfügung stehenden Beobachtungen von 6 auf 36 erhöht. Der Nachteil besteht darin, daß man nicht erkennen kann, wie sich die Treffsicherheit der Prognosemethoden bei einer Variation in der Länge des Prognosehorizonts entwickelt. Für die Beurteilung der traditionellen Institutsprognosen ergeben sich keine Probleme, weil die eingangs erwähnte frühere Studie und der erste Abschnitt der vorliegenden Arbeit darüber hinreichend Information liefern. Bei der Beurteilung der Zeitreihenmodelle hingegen ist Vorsicht geboten. Bei der gewählten Vorgangsweise wäre es durchaus denkbar, daß eine eventuelle Überlegenheit eines Zeitreihenmodells nur daraus resultiert, daß dieses Modell für einen kurzen Prognosehorizont (vielleicht bis drei Quartale) extrem gute Vorhersagen liefert, während die Treffsicherheit bei längerem Prognosehorizont stark nachläßt. Um derartige Trugschlüsse zu vermeiden, wurden für die Zeitreihenmodelle — ähnlich wie im ersten Abschnitt für die traditionellen Institutsprognosen — separat Vorhersagen mit einem Prognosehorizont von fünf Quartalen untersucht. Auf die Ergebnisse dieser Analyse wird weiter unten im Text eingegangen.

Im Grunde sprechen die Ergebnisse der Übersichten 3 und 4 für sich. Es genügt somit ein kurzer Kommentar. In mehr als der Hälfte der untersuchten Fälle haben die Zeitreihenverfahren einen kleineren mittleren quadratischen Prognosefehler als die Institutsmethode. Die zum Teil beachtlichen Unterschiede in der Treffsicherheit lassen Zweifel an der Gültigkeit der eingangs erwähnten Hypothese aufkommen, daß Zeitreihenverfahren nur bei sehr kurzem Prognosehorizont zu einer Verbesserung der Vorhersagen beitragen können. Diese Frage wurde daher genauer untersucht. Ähnlich wie im ersten Teil dieser Studie wurden auch für die Zeitreihenverfahren Genauigkeitsmaße nur unter Verwendung der im Dezember des Vorjahres erstellten Prognosen berechnet. Dabei zeigt sich, daß die Zeitreihenverfahren in den meisten der Fälle, wo sie in den Übersichten 3 und 4 besser abschneiden, auch hier kleinere RMS-Prognosefehler aufweisen. Ihre Treffsicherheit wird allerdings, wie zu erwarten war, durch die Verlängerung des Prognosehorizonts etwas verschlechtert. Die Abnahme der Prognosegüte hält sich aber in sehr engen Grenzen.

Die Hauptgröße der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung ist in Übersicht 3 das Brutto-Nationalprodukt, in Übersicht 4 das Brutto-Inlandsprodukt. Der Grund für den Unterschied liegt in der Publikation einer neuen Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung. Die Institutsprognosen wurden bis September 1978 für die Größen der alten Gesamtrechnung, also das Brutto-Nationalprodukt, erstellt, die Zeitreihenmodelle hingegen wurden für die Größen der neuen Rechnung, also das Brutto-Inlandsprodukt, geschätzt (die Werte vor 1964 wurden mit Hilfe der Wachstumsrate verkettet). Daß die beiden Verfahren zur Prognose etwas divergierender Datenmengen eingesetzt werden, könnte zu gewissen Verzerrungen der Ergebnisse führen. Soweit es sich auf Grund früherer Untersuchungen beurteilen läßt, dürfte diese Tatsache die Zeitreihenverfahren etwas schlechter aussehen lassen. Einfache Zeitreihenverfahren, wie ARIMA-Modelle, bringen im Falle des Brutto-Inlandsproduktes keine Verbesserung der Prognosegüte. Ihre RMS-Prognosefehler sind etwas größer als die in

[27]) Vgl. dazu *Box — Tiao* (1975)

Übersicht 3

Treffsicherheit des traditionellen Institutsprognoseverfahrens

Variable	*RMS*-Prognosefehler	U	V	W	U^M	U^S	U^C	U^R	U^D	a	b
Brutto-Nationalprodukt (nominell)	2 42	0 25	0,83	0 56	0 00	0 01	0 99	0 14	0,86	3,02	0,67
Brutto-Nationalprodukt (real)	2 08	0,54	0,81	0 48	0,00	0 10	0 90	0.03	0 97	0 47	0 81
Privater Konsum (nominell)	2 34	0 22	0 66	0 41	0,06	0 02	0 92	0 02	0,92	0.52	0 90
Privater Konsum (real)	2,32	0,52	0 72	0 41	0 07	0 27	0 66	0 02	0,91	−1 19	1 16
Brutto-Anlageinvestitionen (nominell)	3,50	0.35	0 66	0 40	0,02	0 09	0 89	0 00	0 98	−0.05	0,95
Brutto-Anlageinvestitionen (real)	3 54	0 67	0 71	0 43	0,05	0 17	0 78	0 00	0 95	−0.08	1,02
Exporte i w S (nominell)	6.42	0 48	0,85	0 50	0,00	0 06	0 94	0 07	0,93	2 96	0 72
Exporte i w S. (real)	5 23	0 62	0,84	0,50	0 00	0 10	0 90	0 04	0,96	1 43	0 77
Warenexporte lt Handelsstatistik (nominell)	8 23	0 52	0,84	0 47	0,01	0 08	0 91	0 05	0,94	3 46	0 76
Warenexporte lt. Handelsstatistik (real)	6 29	0 60	0.88	0 49	0,01	0 09	0,90	0 06	0,93	2 74	0 72
Importe i w S (nominell)	7 82	0,50	0 72	0 41	0,00	0 15	0,85	0 00	1,00	0 04	0.96
Importe i w S (real)	6 87	0 66	0 78	0 46	0.00	0 25	0 75	0 00	1,00	−0 50	1,04
Warenimporte lt Handelsstatistik (nominell)	8 22	0 49	0 76	0 42	0,01	0 10	0,89	0 01	0,98	2 69	0 88
Warenimporte lt Handelsstatistik (real)	7 82	0 67	0 81	0,50	0.01	0 21	0 78	0 00	0 99	1 06	0,94
Unselbständig Beschäftigte	0 66	0 49	0 81	0 50	0 13	0 06	0,81	0 27	0 60	0 53	0,65
Impliziter Deflator: Brutto-Nationalprodukt	1,08	0 16	0 45	0,54	0 00	0 13	0,87	0 02	0 98	−0 41	1 07
Verbraucherpreisindex (ohne Saisonprodukte)	0,54	0 08	0 24	0,35	0.08	0,00	0 92	0 02	0 90	0 06	0 97

Übersicht 4

Treffsicherheit der Zeitreihenmodelle

Variable	*RMS*-Prognosefehler	U	V	W	U^M	U^S	U^C	U^R	U^D	a	b
Brutto-Inlandsprodukt (nominell)[1]	1,51	0 16	0 58	0 40	0,02	0,04	0,94	0,02	0 96	0,62	0,92
Brutto-Inlandsprodukt (real)[2]	1 94	0 47	0 75	0 44	0 04	0 06	0,90	0,03	0 93	0 19	0,84
Privater Konsum (nominell)	1 15	0 11	0 30	0 22	0 10	0.05	0.85	0 01	0 89	−0,66	1.03
Privater Konsum (real)	1 19	0 27	0 38	0 22	0 00	0 03	0 97	0 00	1 00	0 11	0,99
Brutto-Anlageinvestitionen (nominell)	5,83	0,58	1 14	0 51	0 01	0.02	0,97	0 22	0 77	4.65	0 42
Brutto-Anlageinvestitionen (real)	4 46	0 90	1 00	0,53	0 00	0 01	0 99	0 21	0 79	1 07	0 50
Exporte i w S (nominell)	6.50	0 49	0 95	0,56	0 01	0 08	0 91	0 09	0,90	4 04	0 61
Exporte i w S. (real)	6 10	0 72	1 16	0 68	0 00	0 01	0 99	0.38	0,62	4 40	0 36
Warenexporte lt Handelsstatistik (nominell)	6,47	0 41	0 66	0,87	0 00	0 11	0 89	0 01	0,99	0 38	0 95
Warenexporte lt. Handelsstatistik (real)	4 58	0 43	0 64	0,35	0 02	0 00	0 98	0 07	0,91	0 87	0 82
Importe i w S (nominell)	8 71	0,52	0 80	0 46	0 00	0 18	0 82	0 01	0,99	0 60	0 91
Importe i w S (real)	7 49	0 67	0 85	0 50	0 01	0 14	0 85	0 03	0 96	0,59	0 81
Warenimporte lt Handelsstatistik (nominell)	6.91	0,42	0 64	0 36	0 03	0 17	0 80	0 00	0 97	3 75	1 06
Warenimporte lt Handelsstatistik (real)	5 43	0 47	0,57	0 35	0 05	0 13	0 82	0 01	0 94	−1 57	1 05
Unselbständig Beschäftigte	0 61	0 45	0 75	0 47	0,08	0 01	0 91	0 16	0 76	0 18	0 72
Impliziter Deflator: Brutto-Inlandsprodukt	1,54	0 24	0.67	0 68	0,01	0 08	0 91	0 01	0 98	0,59	0,93
Verbraucherpreisindex (ohne Saisonprodukte)	1 11	0 17	0,50	0 77	0,03	0 03	0 94	0 00	0 97	0 08	0 96

RMS-Prognosefehler Wurzel aus mittlerem quadratischem Prognosefehler
U *RMS*-Fehler verglichen mit „No-change"-Extrapolation,
V *RMS*-Fehler verglichen mit „Average-change"-Extrapolation
W. *RMS*-Fehler, verglichen mit „Last-change"-Extrapolation
U^M Biasanteil am mittleren quadratischen Prognosefehler
U^S Varianzanteil am mittleren quadratischen Prognosefehler,
U^C Kovarianzanteil am mittleren quadratischen Prognosefehler,
U^R Regressionsanteil am mittleren quadratischen Prognosefehler
U^D Störanteil am mittleren quadratischen Prognosefehler
a Regressionskonstante, aus der Regression der realisierten
b . Regressionskoeffizient, Änderungen auf die prognostizierten Änderungen

[1]) Diese Prognosen wurden nicht direkt aus einem Zeitreihenmodell gewonnen sondern durch Multiplikation der Prognosen des realen Brutto-Inlandsproduktes und des zugehörigen Deflators errechnet — [2]) Diese Prognosen wurden mit einem Transferfunktionsmodell erstellt

Übersicht 3 für die traditionellen Institutsprognosen ausgewiesenen Fehler. Es wurden daher auch etwas komplexere Techniken der Zeitreihenanalyse angewendet. Es boten sich vor allem die sogenannten Transferfunktionsmodelle an. Bei diesem Modelltyp wird nicht nur die eigene Vergangenheit der zu prognostizierenden Reihe verwendet, sondern darüber hinaus noch Information herangezogen, die aus einer anderen, vorauseilenden Reihe stammt Dies ist das einzige Mal, daß in der vorliegenden Arbeit auf Transferfunktionsmodelle zurückgegriffen wird Die Erfahrungen mit zahlreichen Transferfunktionsmodellen für

Paare aller wichtigen makroökonomischen Zeitreihen Österreichs werden an anderer Stelle publiziert[28])
Für die Prognose des realen Brutto-Inlandsproduktes wird ein Transferfunktionsmodell verwendet, in dem die reale Exportentwicklung als vorauseilender Indikator aufscheint Für die exportabhängige Wirtschaft Österreichs scheint ein derartiger Ansatz sehr plausibel zu sein. Auf den ersten Blick sind allerdings die Verbesserungen, die dieses Modell im Vergleich zur Institutsmethode bringt, nicht großartig Man sollte jedoch folgendes berücksichtigen: Zum einen sind die Institutsprognosen für das Brutto-Nationalprodukt bzw. neuerdings Brutto-Inlandsprodukt seit jeher beachtlich gut, vor allem im Vergleich zu den Vorhersagen für die einzelnen Komponenten Die Verbesserungsmöglichkeiten sind somit von vornherein beschränkt. Zum anderen täuscht hier der in Übersicht 3 ausgewiesene RMS-Prognosefehler etwas Im Untersuchungszeitraum ergab sich der relativ seltene Fall, daß eine Prognose bereits im September des vorangehenden Jahres exakt richtig erstellt wurde, und zwar war dies die Prognose des realen Brutto-Inlandsproduktes für das Jahr 1978 Dabei spielte freilich der Zufall eine gewisse Rolle Die Prognosen für die einzelnen Komponenten wiesen nämlich Fehler auf, die sich im Aggregat kompensierten. Vernachlässigt man diesen "Glückstreffer", so vergrößert sich der RMS-Prognosefehler merklich. Damit soll nicht die Institutsprognose herabgesetzt, sondern nur die Voraussetzung für einen fairen Vergleich geschaffen werden Scheinen im Falle des realen Brutto-Inlandsproduktes die Zeitreihenverfahren vom Zufall etwas benachteiligt, so ist für die nominelle Größe das Gegenteil der Fall So gut, wie es nach Übersicht 4 den Anschein hat, sind die Verfahren der Zeitreihenanalyse wieder nicht. Die Prognosen für das nominelle Brutto-Inlandsprodukt werden indirekt gewonnen, da — wie schon eingangs erwähnt wurde — ein ARIMA-Modell hier kaum etwas bringt und kein Transferfunktionsmodell zur Verfügung steht. Es wurden die Vorhersagen aus dem oben erwähnten Transferfunktionsmodell für das reale Produkt mit Prognosen des Brutto-Inlandsproduktdeflators multipliziert, die aus einem eigenen ARIMA-Modell für diese Größe stammen. Wie sich zeigt, scheint diese Vorgangsweise ganz gut zu funktionieren Man sollte jedoch nicht übersehen, daß sich Fehler der beiden Modelle kompensieren dürften, was diese Prognosen etwas zu günstig erscheinen läßt.

Alles in allem läßt sich für das Brutto-Inlandsprodukt folgendes feststellen: Es scheint durchaus möglich zu sein, die Prognosen für diese Größe durch das Hinzuziehen von Zeitreihenverfahren bei der Prognoseerstellung zu verbessern. Der Umfang dieser Verbesserungen dürfte sich allerdings in Grenzen halten

[28]) *Ledolter — Schebeck — Thury* (1980).

Weit größere Verbesserungsmöglichkeiten dürften für den privaten Konsum gegeben sein. Wenn man die Prognosefähigkeit als Kriterium für die Qualität eines Modells ansieht, scheint sich diese Reihe hervorragend für die Modellierung durch Zeitreihenverfahren zu eignen Der private Konsum enthält eine stark ausgeprägte systematische Komponente, die im Zeitablauf keinen allzu starken Schwankungen unterworfen ist Diese systematische Komponente wird durch Sondereinflüsse und einen Zufallsfehler überlagert Sie wird weitgehend durch einen Ursachenkomplex hervorgerufen, den man in der ökonomischen Theorie mit dem Begriff der Konsumneigung verbindet Entscheidend für die gute Schätzung dieses Zeitreihenmodells dürfte die Tatsache sein, daß die Reihe des privaten Konsums durch mehrere andere Studien sehr gut bekannt ist, insbesondere was Sondereinflüsse anbelangt. Diese Sondereinflüsse lassen sich vor allem auf zwei Tatbestände zurückführen. Zum einen kommt es zu Verschiebungen der Konsumausgaben zwischen I und II. Quartal, je nachdem, in welches Quartal eines Jahres Ostern fällt. Zum anderen hatten die Einführung der Mehrwertsteuer mit Jahresbeginn 1973 und die Einführung eines speziellen Mehrwertsteuersatzes für Luxusgüter mit Jahresbeginn 1978 starke Rückwirkungen auf die privaten Konsumausgaben. In beiden Fällen werden diese Rückwirkungen durch die Aufnahme von speziellen Dummy-Variablen in das zu schätzende Modell aufgefangen Die Intervention an der Jahreswende 1977/78 ist hier von besonderer Bedeutung, weil sie den angestrebten Prognosevergleich direkt tangiert. Die Einführung eines speziellen Mehrwertsteuersatzes für Luxusgüter war bereits einige Zeit im voraus bekannt und wurde im Modell bei der Prognoseerstellung im September und Dezember 1977 berücksichtigt, und zwar sowohl für die Ergebnisse des Jahres 1977 als auch für die Vorhersagen für das Jahr 1978. Auf ähnliche Weise verfuhr das Institut bei der Erstellung seiner Prognosen nach den herkömmlichen Verfahren. An der Vorgangsweise im Modellbau war allerdings nicht korrekt, daß Parameterschätzwerte benützt wurden, die zu diesem Zeitpunkt noch gar nicht geschätzt waren. Auf Grund dieser Unkorrektheit sind sicher die in Übersicht 4 angegebenen RMS-Prognosefehler im Falle des privaten Konsums etwas zu niedrig. Dazu ließe sich argumentieren, daß es sehr wohl möglich gewesen wäre, durch ausgedehntes Experimentieren hinreichend genaue Vorstellungen über die Größenordnung dieser Parameter zu entwikkeln. Nur aus Zeitmangel sollte diese etwas mühselige Arbeit erspart bleiben

Völlig konträr ist die Situation bei den Brutto-Anlageinvestitionen. Hier tragen die Verfahren der Zeitreihenanalyse überhaupt nichts zur Verbesserung der Prognosen bei. Der Grund dafür dürfte darin liegen, daß die Investitionsneigung der Unternehmer von mehreren Faktoren beeinflußt wird, die in einzelnen Jahren eine sehr unterschiedliche Bedeutung haben. Die Investitionsneigung schwankt daher von Jahr zu Jahr stark. Als Folge davon ist in der realisierten Zeitreihe die systematische Komponente nur schwach ausgeprägt, und die erratischen Schwankungen dominieren

Im Außenhandel erhält man unterschiedliche Resultate, je nachdem, für welche Variablen Prognosen abgegeben werden. Für die Exporte und Importe im weiteren Sinn verbessert die Verwendung von Zeitreihenverfahren die Treffsicherheit der Vorhersagen nicht. Für Warenexporte und Warenimporte laut Handelsstatistik hingegen weisen die Zeitreihenmodelle kleinere RMS-Prognosefehler auf als die traditionelle Institutsmethode. Vor allem bei den realen Größen ist der Unterschied doch substantiell. Dieses Ergebnis überrascht nicht, wenn man bedenkt, daß bei den Außenhandelsreihen im weiteren Sinn der Reiseverkehr und die Statistische Differenz der Zahlungsbilanz eine nicht unbedeutende Rolle spielen. Eher überraschte, daß das Institut Exporte und Importe im weiteren Sinn mit kleineren Fehlern prognostizierte als Warenexporte und Warenimporte laut Handelsstatistik. Hier besteht wieder der Verdacht, daß sich — ähnlich wie beim Brutto-Inlandsprodukt — Prognosefehler bei den Komponenten im Aggregat kompensierten.

Bei den Beschäftigungsprognosen besteht kaum ein Unterschied zwischen Institutsmethode und Zeitreihenverfahren. Bei den Preisprognosen — untersucht am Beispiel der Verbraucherpreise ohne Saisonprodukte — verzeichnet die traditionelle Institutsmethode weit bessere Ergebnisse als das korrespondierende Zeitreihenmodell. Das scheint weniger an der Schwäche dieses Zeitreihenmodells zu liegen als ein Beweis für die Qualität der Institutspreisprognose zu sein. Vor allem ist es gelungen, unter den weit schwierigeren Verhältnissen in den siebziger Jahren die Treffsicherheit dieser Prognosen sogar noch zu erhöhen, was aus einem Vergleich der Übersichten 1 und 2 klar hervorgeht. Hier sei nochmals auf die schon erwähnte institutionelle Besonderheit der Preisniveaubestimmung in Österreich verwiesen

Analog zum Vergleich der Institutsprognosen zwischen den sechziger und den siebziger Jahren sollen auch im Vergleich der Institutsprognosen mit Prognosen aus Zeitreihenmodellen für die Zeit 1974 bis 1979 die *Wendepunktfehler* betrachtet werden. Dies erfolgt wieder nur für ausgewählte Größen (BNP bzw. BIP, privater Konsum, Brutto-Anlageinvestitionen, jeweils real, Exporte und Importe i. w. S. nominell, Beschäftigung und Verbraucherpreisindex ohne Saisonprodukte) und nur für die Dezemberprognosen. Es zeigt sich, daß Institutsprognosen und Zeitreihenmodellprognosen insgesamt etwa gleich viele Wendepunktfehler (verschiedenes Vorzeichen der Wachstumsraten) aufweisen (10 und 9). Bei den Brutto-Anlageinvestitionen schneidet die Institutsprognose, mit Fehlern in den Jahren 1975 und 1978, besser ab als die Vorhersagen mit dem ARIMA-Modell, die zusätzlich in den Jahren 1976 und 1979 Wendepunktfehler hatten. Dies dürfte sich zum Teil aus der Verwendung der Investitionstestergebnisse für die Institutsprognose erklären. Die Zeitreihenmodellprognosen können die Wendepunktfehler der Institutsprognosen für den privaten Konsum 1978 und für die Exporte i. w. S. 1975 vermeiden, machen sie aber in gleicher Weise für die übrigen Größen (BNP bzw. BIP 1975, Importe i. w. S. 1975 und 1978, unselbständig Beschäftigte 1975 und 1976) mit.

Hinsichtlich der Fehler in den Veränderungsraten-Wendepunkten liegen die Zeitreihenverfahren insgesamt besser als die traditionelle Institutsmethode (6 gegenüber 10 Fehler). Vier Fehlern dieser Art in der Institutsprognose für den privaten Konsum (1974 bis 1977) steht nur einer (1976) in der ARIMA-Modellprognose gegenüber. Die Wachstumsratenveränderung der Brutto-Anlageinvestitionen wurde mit dem Zeitreihenmodell stets richtig vorhergesagt, in der Institutsprognose einmal (1974) verfehlt. Hingegen prognostizierte das ARIMA-Modell die Veränderung der Inflationsrate des Verbraucherpreisindex zweimal in die falsche Richtung, die Institutsprognose nur einmal. Das BNP (BIP) wurde von beiden Verfahren ohne Veränderungsraten-Wendepunktfehler prognostiziert, die restlichen Größen jeweils mit einem Fehler. Die Betrachtung der Wendepunktfehler stützt also im großen und ganzen die Tendenz der auf Grund der Theil'schen Maße gemachten Aussagen

Zusammenfassung

Diese Studie untersucht vor allem, ob eine zusätzliche Verwendung von Zeitreihenmodellen im Rahmen der Prognoseaktivitäten des Institutes die Treffsicherheit der Vorhersagen verbessern könnte. Die Ergebnisse der Untersuchung deuten stark darauf hin, daß dies für einige der analysierten Variablen der Fall sein dürfte. Um Mißverständnisse auszuschließen, sei nochmals darauf hingewiesen, daß sie zusätzlich verwendet werden sollten und keinesfalls daran gedacht ist, die traditionelle Institutsmethode durch Zeitreihenmodelle zu ersetzen

Gegen Verfahren der Zeitreihenanalyse, und hier insbesondere gegen ARIMA-Modelle, bestehen leider noch gewisse Vorbehalte. So wird behauptet, daß es sich dabei um Extrapolationstechniken handelt, mit denen die zuletzt beobachtete Entwicklung einer Zeitreihe rein mechanistisch in die Zukunft projiziert werde. Vor allem die ökonomische Theorie würde dabei völlig ignoriert. Tatsächlich unterstellen aber die

Verfahren der Zeitreihenanalyse sehr wohl die Existenz von dahinterliegenden ökonomischen Gesetzmäßigkeiten, die in einer systematischen Entwicklung der untersuchten Reihe ihren Niederschlag finden Ansonsten wäre die Aufspaltung einer Zeitreihe in eine systematische Komponente und in einen Zufallsfehler, wie dies bei der Spezifikation und Schätzung eines ARIMA-Modells praktisch geschieht, sinnlos. Die Untersuchung zeigt sehr deutlich, daß für Variable, die eine deutlich ausgeprägte systematische Komponente aufweisen, brauchbare ARIMA-Modelle geschätzt werden können Ist dies jedoch nicht der Fall, so versagen Zeitreihenverfahren. Man kann das auch anders ausdrücken: Lassen sich gute ARIMA-Modelle schätzen, so ist dies ein Beweis dafür, daß die betreffenden Zeitreihen relativ strengen, über die Zeit stabilen Gesetzen folgen. Im untersuchten Datenmaterial können der private Konsum und die Brutto-Anlageinvestitionen als zwei konträre Beispiele für diesen Tatbestand angesehen werden.

In der univariaten Form der Zeitreihenanalyse wird allerdings nicht versucht, beobachtete Entwicklungen explizit ihren möglichen Ursachen zuzuordnen. Bei bivariaten und echt multivariaten Ansätzen hingegen geschieht dies sehr wohl. Daher besteht kein Grund für die Annahme, daß traditionelle ökonometrische Methoden, wie beispielsweise strukturelle Gleichungssysteme, und Verfahren der Zeitreihenanalyse einander ausschließende Untersuchungstechniken wären, von denen nur die eine oder die andere angewendet werden kann. Diese beiden Gruppen von Methoden können sich vielmehr gegenseitig sehr nutzbringend ergänzen. So können Zeitreihenmodelle wertvolle Information für die Spezifikation ökonometrischer Gleichungssysteme liefern, insbesondere in der Ermittlung der Lagstrukturen und der Behandlung der Gleichungsfehler[29])

Aus dem eingangs erwähnten Einwand gegen ARIMA-Modelle, daß sie Extrapolationstechniken seien, folgt zwangsläufig ein weiterer, daß sie bei der Vorhersage von Konjunkturwendepunkten versagen Bei diesem Einwand kommt es sehr darauf an, ob sich ein Wendepunkt in den Daten durch leichte Veränderungen in der Tendenz der Zuwachsraten ankündigt oder nicht. Im ersten Fall ist es ohne größere Schwierigkeiten möglich, diesen Wendepunkt mit ARIMA-Modellen zu prognostizieren. Im zweiten Fall hingegen, beispielsweise in einer Situation wie an der Jahreswende 1974/75, als der Abschwung ohne das geringste Anzeichen schlagartig im IV Quartal 1974 einsetzte, versagen ARIMA-Modelle Sie reagieren dann allerdings sehr rasch auf die neue Lage Dies hängt vor allem damit zusammen, daß in die mit ARIMA-Modellen erstellten Prognosen nicht nur die in der Vergangenheit beobachtete systematische Entwicklung einer Zeitreihe, sondern auch Prognosefehler eingehen. Gerade diese Berücksichtigung der in jüngster Zeit beobachteten Abweichungen zwischen Modellprognosen und Realisationen macht ARIMA-Modelle zu einem sehr flexiblen Prognoseinstrument.

Fritz Schebeck
Gerhard Thury

[29]) Vgl. dazu *Zellner — Palm* (1974) sowie *D F. Hendry* Dynamic Specification in an Aggregate Demand Model of the United Kingdom Econometrica, Vol 42, 1974 S 559-578