

MONATSBERICHTE

BEILAGE 88

Trefferbarkeit und Qualität der Institutsprognosen

Oktober 1970

**ÖSTERREICHISCHES
INSTITUT FÜR
WIRTSCHAFTSFORSCHUNG**

Treffsicherheit und Qualität der Institutsprognosen

Gliederung

	Seite
Die <i>Theilschen</i> Methoden für die Prüfung der Prognosequalität	3
Das Prognose-Realisationsdiagramm	3
Unterschätzung, Überschätzung, Wendepunktfehler	4
Der mittlere quadratische Prognosefehler und die Ungleichheitskoeffizienten ..	5
Die Zerlegung des mittleren quadratischen Prognosefehlers	6
Die Daten	8
Erster Überblick über die Treffsicherheit der Institutsprognosen	9
Prognosen und Realisationen der einzelnen Variablen	12
Prognosen und Realisationen in den einzelnen Jahren des Untersuchungszeitraumes ...	19
Internationaler Vergleich der Prognosegüte	22
Die Hauptprognose und ihre vier Revisionen	23
Zusammenfassung der Ergebnisse	27

Treffsicherheit und Qualität der Institutsprognosen

Die Konjunkturprognosen des Institutes werden von den verschiedensten Stellen als Grundlage für ihre Pläne und Entscheidungen verwendet. Es ist daher wichtig, zu prüfen, wie gut sie sind. In der vorliegenden Arbeit, die ausländische Studien für Österreich nachvollzieht, wird vor allem untersucht, ob die Prognosemethode des Institutes bessere Ergebnisse liefert als andere einfache Prognosetechniken. Weiters werden die Prognosen auf eine Reihe anderer qualitativer Eigenschaften getestet. Ein internationaler Vergleich soll Anhaltspunkte liefern, wie gut oder wie schlecht das Institut im Vergleich zu ausländischen Institutionen prognostiziert. Schließlich soll die Frage geklärt werden, ob die vierteljährlichen Revisionen der Prognosen die Prognosequalität bessern. Einige dieser Untersuchungsziele ließen sich nur mit mathematischen Hilfsmitteln erreichen. Mathematisch weniger interessierte Leser mögen diese Abschnitte überspringen und sich im theoretischen Teil der Arbeit nur über die Funktionsweise der verwendeten Diagramme und die einfachen statistischen Hilfsmittel der numerischen Analyse informieren.

Die Theilschen Methoden für die Prüfung der Prognosequalität¹⁾

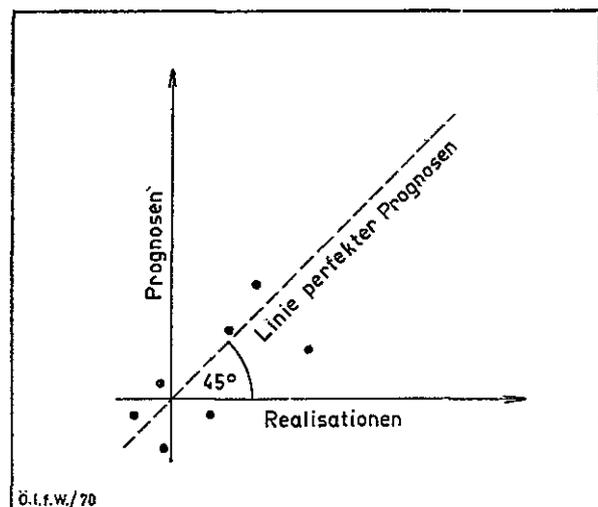
Für die Beurteilung der Prognosequalität wäre die Schätzung einer Verlustfunktion die theoretisch befriedigendste Vorgangsweise. Sie würde z. B. angeben, welche Nachteile daraus resultieren, daß die einer wirtschaftspolitischen Entscheidung zugrunde liegende Prognose von der späteren tatsächlichen Entwicklung abweicht. Die Spezifikation einer derartigen Verlustfunktion wäre aber schon theoretisch mit großen Schwierigkeiten verbunden. Sie ist daher in der Praxis kein gangbarer Weg für die Beurteilung der Prognosegüte. Man muß sich somit begnügen, aus den Abweichungen der prognostizierten von den realisierten Werten Rückschlüsse auf die Brauchbarkeit der verwendeten Prognosemethode zu ziehen.

Das Prognose-Realisationsdiagramm

Der Ausgangspunkt dieser Methode ist die einfache Abbildung der prognostizierten und realisierten Werte in einem kartesischen Koordinatensystem. Bevor man damit beginnen kann, muß man sich entschei-

den, auf welche Achse man welche Werte auftragen soll. Interessiert primär die Frage: „Wie sind die Prognosen gestreut, vorausgesetzt, daß die Realisationen gegeben sind?“, dann muß man die realisierten Werte auf der horizontalen Achse auftragen. Stellt man hingegen die Frage: „Was kann bei gegebenen Prognosen über die Realisation ausgesagt werden?“, dann muß die horizontale Achse für die prognostizierten Werte herangezogen werden. Vom theoretischen Standpunkt wäre der zweiten Art der Fragestellung der Vorzug zu geben, weil die Prognosen früher verfügbar sind als die Realisationen. Diese Vorgangsweise hat jedoch folgenden optischen Nachteil: Prognosen, die die Entwicklung überschät-

Abbildung 1



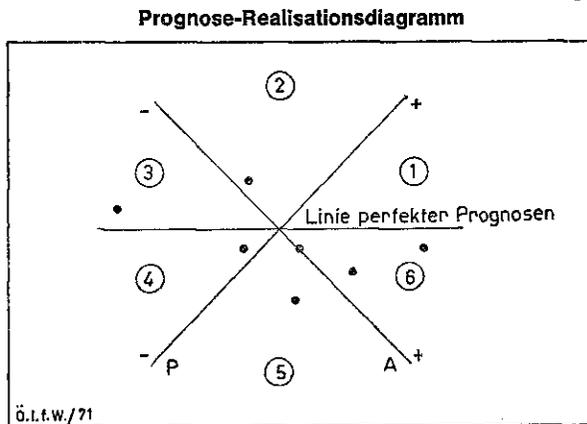
¹⁾ Vgl. dazu: K. Rothschild, *Wirtschaftsprognosen*, Berlin 1969. — H. Theil, *Applied Economic Forecasting*, Amsterdam 1966. Derselbe, *Economic Forecasts and Policy*, Amsterdam 1958. — H. Winter, *Die Prognosegenauigkeit des Modells Österreich I*, in: P. Fleißner, E. Fürst, E. Löschner, F. Schebeck, S. Schleicher, G. Schwödiauer, H. Winter, *Modell Österreich I. Ein makroökonomisches Prognose- und Entscheidungsmodell für die österreichische Wirtschaft*, Forschungsberichte des Institutes für Höhere Studien, Wien 1970.

zen, werden durch Punkte repräsentiert, die unterhalb der Linie perfekter Prognosen liegen. (Die Linie perfekter Prognosen ist die 45°-Linie des Prognose-Realisationsdiagramms. Jeder Punkt auf dieser Linie repräsentiert eine völlig richtige Prognose. Jeder Punkt, der nicht auf dieser Linie liegt, zeigt einen von Null verschiedenen Prognosefehler an.) Wegen des oben erwähnten optischen Nachteils arbeitet *Theil* vorwiegend mit Diagrammen, in denen die realisierten Werte auf der horizontalen Achse aufgetragen werden.

Es soll hier noch darauf hingewiesen werden, daß es sich bei den in einem Prognose-Realisationsdiagramm aufgetragenen Werten um Veränderungen und nicht um Niveaus handelt. Auf die Frage, in welcher Form (absolute Differenzen, relative Differenzen oder Differenzen der Logarithmen) diese Veränderungen gemessen werden, wird später eingegangen.

Theil modifiziert das obige Diagramm noch etwas. Er rotiert die Achsen derart, daß die Linie perfekter Prognosen waagrecht verläuft.

Abbildung 2

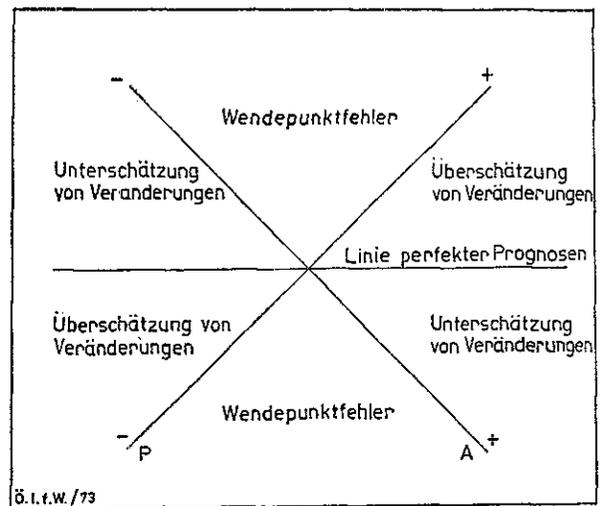


Unterschätzung, Überschätzung, Wendepunktfehler

Die folgende Diskussion fällt leichter, wenn man das Prognose-Realisationsdiagramm in 6 Räume teilt. (In Abbildung 2 wurden sie von 1 bis 6 durchnummeriert.) Haben z. B. die prognostizierte und die realisierte Veränderung das gleiche Vorzeichen ($P_1 = 5$ und $A_1 = 10$ oder $P_2 = -4$ und $A_2 = -7$), dann wird dieses Paar von Prognose und Realisation durch Punkte im 1. und 3. Quadranten der Abbildung 1 und durch Punkte in den Räumen 1 und 6 bzw. 3 und 4 im Prognose-Realisationsdiagramm (Abbildung 2) dargestellt. Das Ausmaß der Veränderung wird entweder unter- oder überschätzt. Eine *Unterschätzung einer Veränderung* liegt dann vor, wenn in Abbildung 1 die Punkte im 1. Quadranten unter der Linie perfekter Prognosen oder im 3. Quadranten über dieser Linie liegen. Im Prognose-Realisationsdiagramm

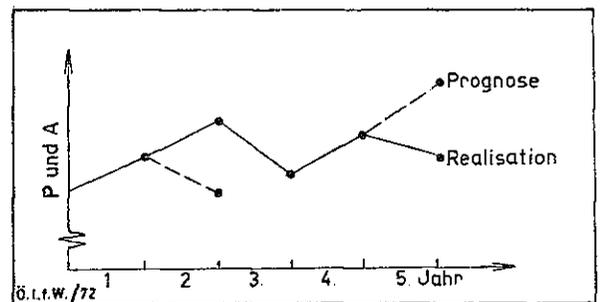
liegt eine *Unterschätzung* dann vor, wenn sich die Punkte in den Räumen 6 oder 3 befinden. Bei einer *Überschätzung einer Veränderung* liegen die Punkte in Abbildung 1 im 1. Quadranten über der Linie perfekter Prognosen oder im 3. Quadranten darunter. Im Prognose-Realisationsdiagramm liegen sie in diesem Fall in den Räumen 1 und 4.

Abbildung 3



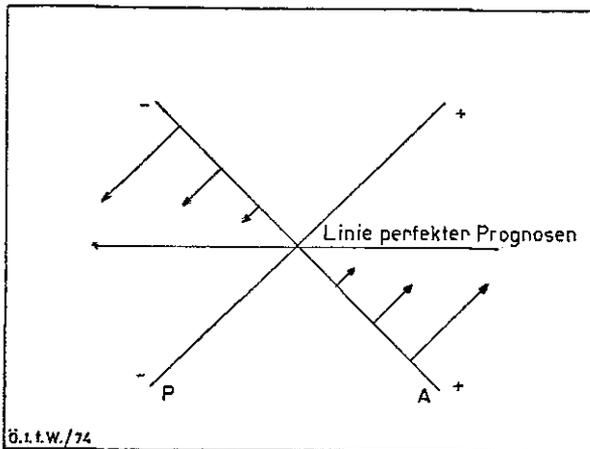
Jeder Punkt im 2. und 4. Quadranten von Abbildung 1 oder in den Räumen 2 und 5 in Abbildung 2 hat Koordinaten mit entgegengesetzten Vorzeichen. Die Prognose ist daher auch in bezug auf das Vorzeichen falsch. Das sind die Fälle der *Wendepunktfehler*. Es gibt zwei Arten von Wendepunktfehlern. Entweder wird ein Wendepunkt prognostiziert, der dann nicht eintritt, oder ein eingetretener Wendepunkt wurde nicht prognostiziert. Die Abbildungen 1 und 2 unterscheiden nicht zwischen den beiden Arten von Wendepunktfehlern.

Abbildung 4



Das Prognose-Realisationsdiagramm vermittelt auch ein anschauliches Bild von den Bemühungen eines Prognostikers, seine Ergebnisse von primitiven „no change“-Extrapolationen (Veränderung gegen das Vorjahr = Null) auf perfekte Prognosen zu verbessern. „no change“-Extrapolationen werden durch Punkte auf der horizontalen Achse in Abbildung 1

Abbildung 5



oder auf der nach vorne geneigten Achse (für realisierte Veränderungen) im Prognose-Realisationsdiagramm repräsentiert. Der Prognostiker versucht dann diese Punkte so zu verschieben, daß sie möglichst auf der Linie der perfekten Prognosen liegen. Diese Bemühungen können manchmal über das Ziel schießen und zu Überschätzungen führen.

Verschiebungen in der falschen Richtung können Wendepunktfehler verursachen. Die Prognostiker betrachten meist Überschätzungen als schwerer wiegende Prognosefehler denn Unterschätzungen. Wahrscheinlich spielt ein angeborenes oder auch anerzogenes „Vorsichtsdnken“ eine gewisse Rolle. Die Prognostiker werden daher ihre Testversuche von primitiven ‚no-change‘-Extrapolationen zu perfekten Prognosen mit äußerster Vorsicht unternehmen. Diese Grundhaltung erklärt, wieso durch derartige Verschiebungen ein großer Teil der Punkte im Bereich der Unterschätzungen liegt.

Theil arbeitet in seinen Prognose-Realisationsdiagrammen nur mit Veränderungen. Er trägt auf der vertikalen Achse die prognostizierte Veränderung auf und auf der horizontalen Achse die realisierte Veränderung. Man kann aber auch in ein Prognose-Realisationsdiagramm ebenso Veränderungen (hier erste Differenzen) von Veränderungen eintragen. Die Achsen werden dann mit ΔA_i und ΔP_i bezeichnet; die Bedeutung der Räume 1 bis 6 und der Linie der perfekten Prognosen verändert sich grundsätzlich nicht. Perfekte Prognosen sind dann richtige Vorhersagen der ersten Differenzen der Veränderungen. Im Falle von Unterschätzungen wird nicht die Veränderung selbst, sondern ihre erste Differenz unterschätzt usw. Ein derart modifiziertes Prognose-Realisationsdiagramm ist eine Behelfslösung zur Analyse der Prognosegüte an Konjunkturwendepunkten, wenn die Wachstumsraten der Variablen ständig positiv sind und nur das Wachstumstempo von Jahr zu Jahr variiert.

In der vorliegenden Arbeit wird ein derartiges Prognose-Realisationsdiagramm nur für die Gesamtheit der untersuchten Variablen verwendet (Abbildung 8). Alle übrigen Prognose-Realisationsdiagramme basieren — wie bei *Theil* — auf Veränderungen.

Der mittlere quadratische Prognosefehler und die Ungleichheitskoeffizienten

So anschaulich eine graphische Darstellung sein mag, besteht doch das Bedürfnis, die Güte einer Prognose durch eine Zahl zu messen. Für die Abbildung 1 bietet sich als Maßzahl die Streuung der Punkte um die Linie perfekter Prognosen an

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

Als Kurzbezeichnung dieser Maßzahl wurden die Anfangsbuchstaben der im angloamerikanischen Bereich üblichen Benennung ‚mean square error‘ beibehalten. Im Text wird diese Maßzahl als mittlerer quadratischer Prognosefehler oder, wenn Mißverständnisse nicht zu befürchten sind, nur als Prognosefehler bezeichnet. Die Wurzel aus dieser Maßzahl erhält manchmal das Symbol *RMSE* („root mean square error“). In der obigen Formel ist n die Anzahl der Jahre des Untersuchungszeitraumes. P_i und A_i symbolisieren, wie schon erwähnt, prognostizierte und realisierte Veränderungen der analysierten Variablen. Für jede Variable wird ein Prognosefehler berechnet. Der Subskript repräsentiert die einzelnen Jahre des Untersuchungszeitraumes. Dem mittleren quadratischen Prognosefehler liegt eine quadratische Verlustfunktion zugrunde. Die Prognosefehler der einzelnen Jahre werden ohne Rücksicht auf ihr Vorzeichen $[(e_i)^2 = (-e_i)^2]$ bewertet. Dieser Index der Prognosegenauigkeit ist Null, wenn alle Prognosen genau eintreffen, und steigt mit zunehmenden Prognosefehlern. Häufig verwendet man die Quadratwurzel des obigen Ausdruckes (*RMSE*), um mit einer Maßzahl zu arbeiten, die die gleiche Dimension wie die prognostizierten und realisierten Werte selbst hat. Aber dadurch wird die gravierende Schwäche dieser Maßzahl nicht behoben. Für manche Variablen lassen sich Prognosen viel leichter erstellen als für andere. Die Schwierigkeiten, die mit dem Erstellen einer Prognose verbunden sind, finden in der obigen Maßzahl keinen Niederschlag. Um die Prognosegenauigkeit der einzelnen Variablen untereinander sinnvoll vergleichen zu können, muß man diesen Mangel beheben. Das kann in der Weise geschehen, daß man den Prognosefehler (*MSE*) standardisiert. Die so gewonnenen Maßzahlen werden hier in Anlehnung an *Theil* als *Ungleichheitskoeffizienten* bezeichnet.

Die erste, von *Theil* publizierte Maßzahl dieser Art hat fast nur noch historischen Wert. Hier wird sie deshalb angeführt, weil sie bei internationalen Vergleichen der Prognosegenauigkeit noch verwendet wird.

$$U'^2 = \frac{\sum (P_i - A_i)^2}{\sum (P_i)^2 + \sum (A_i)^2}$$

Der Prognosefehler wird so standardisiert, daß der Wert dieses Ungleichheitskoeffizienten zwischen Null und Eins liegt. Die Maßzahl ist Null, wenn perfekte Prognosen erstellt werden. Ein Wert von Eins bedeutet das völlige Versagen der verwendeten Prognosemethode. Die an sich sehr wünschenswerte Eigenschaft des Ungleichheitskoeffizienten, daß er zwischen Null und Eins liegt, muß mit gewissen Schwierigkeiten erkauft werden. Sie waren die Ursache, daß *Theil* in späteren Arbeiten von dieser Art zu standardisieren wieder abging.

Theil leitete statt dessen, aus einem Vergleich der verwendeten Prognosemethode mit anderen möglichen Verfahren Maßzahlen der Prognosegüte ab. Eine Möglichkeit wäre, die verwendete Prognosemethode mit der primitiven „no change“-Extrapolation zu vergleichen. Ein derartiger Vergleich läßt erkennen, ob die verwendete Methode einen kleineren Prognosefehler verursacht als die „no change“-Extrapolation. Diesem Vergleich entspricht folgende Maßzahl:

$$U^2 = \frac{\sum (P_i - A_i)^2}{\sum A_i^2}$$

Sie unterscheidet sich von der vorhergehenden vor allem dadurch, daß sie nach oben nicht begrenzt ist. Damit wird der Tatsache Rechnung getragen, daß die verwendete Prognosemethode auch schlechtere Ergebnisse liefern kann als die primitive „no change“-Extrapolation. Ist der vorliegende Ungleichheitskoeffizient gleich Null, dann ist die verwendete Prognosemethode optimal. Erreicht er einen Wert von Eins, dann liefert die verwendete Prognosemethode keine besseren Ergebnisse als die „no change“-Extrapolation. Übersteigt er den Wert von Eins, dann sind die Ergebnisse der geprüften Prognosemethode schlechter als die der „no change“-Extrapolation.

Die Gegenüberstellung des verwendeten Prognoseverfahrens und der „no change“-Extrapolation liefert allerdings nur ein sehr grobes Maß für die Beurteilung der Prognosegüte. Einen weitaus strengeren Maßstab legt man an, wenn man die verwendete Prognosemethode mit einem Verfahren vergleicht, bei dem stets eine durchschnittliche Veränderung prognostiziert wird („average change“-Extrapolation). Der zugehörige Ungleichheitskoeffizient lautet dann:

$$V^2 = \frac{\sum (P_i - A_i)^2}{\sum (A_i - \bar{A})^2}$$

In dieser Formel steht \bar{A} für den Mittelwert der tatsächlich beobachteten Werte. Für die Größenordnung dieser Maßzahl gilt das oben Gesagte. Diese Maßzahl ist ein sehr strenger Anzeiger der Prognosegüte. Sie hat allerdings den Nachteil, daß das alternative Prognoseverfahren, nämlich durchschnittliche Veränderungen zu prognostizieren, in der Praxis nicht anwendbar ist, weil der Wert von \bar{A} ex definitione erst nach n Perioden vorliegt.

Ein kurzfristig anwendbares alternatives Prognoseverfahren besteht darin, die Veränderung des Vorjahres als Prognose für das laufende Jahr anzusehen („last change“-Extrapolation). Auf Grund dieser Hypothese ergibt sich folgender Ungleichheitskoeffizient:

$$W^2 = \frac{\sum (P_i - A_i)^2}{\sum (A_i - A_{i-1})^2}$$

Für die verschiedenen Werte, die diese Maßzahl annehmen kann, gilt ebenfalls das bereits Gesagte mit entsprechenden Modifikationen.

Wenn man die hier beschriebenen Ungleichheitskoeffizienten miteinander vergleicht, erkennt man sofort, daß der V -Koeffizient die strengste Maßzahl darstellt. Denn es gilt $V > U$. Diese beiden Koeffizienten können in zwei Extremfällen (bei unendlich großem n oder bei $\sum A_i^2 = 0$) gleich sein. Bei mäßig stark positiv autokorrelierten Reihen, wie dies üblicherweise bei Zeitreihen makroökonomischer Größen zu beobachten ist, gilt weiters $V > W$. Nur wenn diese positive Autokorrelation eine bestimmte Größe übersteigt, wie das z. B. für Variable, bei denen sich Zeiten hohen und niedrigen Wachstums über sehr lange Perioden erstrecken, der Fall ist, dann könnte auch $W > V$ gelten. Aber derartige Fälle sind Ausnahmen.

Das zweitstrengste Kriterium ist der W -Koeffizient. Für positiv autokorrelierte Zeitreihen gilt $W > U$. Der U -Koeffizient schließlich ist kein sehr strenges Kriterium. Er ist allerdings aus dem Grund sehr anziehend, weil für ihn keinerlei einschränkende Annahmen gemacht werden müssen¹⁾.

Die Zerlegung des mittleren quadratischen Prognosefehlers

Der Prognosefehler wurde von *Theil* in einer Reihe von Ausdrücken aufgespalten. Sie geben an, aus welchen Komponenten sich der Prognosefehler jeweils zusammensetzt. Eine Art der Aufspaltung liefert folgenden Satz von Ungleichheitskoeffizienten:

$$\frac{1}{n} \sum (P_i - A_i)^2 = (\bar{P} - \bar{A})^2 + (s_P - s_A)^2 + 2(1-r)s_P s_A$$

¹⁾ Vgl. H. Winter, a a O.

In dieser Zerlegung sind:

$$\bar{P} = \frac{1}{n} \sum P \quad \bar{A} = \frac{1}{n} \sum A_i$$

$$s_p^2 = \frac{1}{n} \sum (P_i - \bar{P})^2 \quad s_A^2 = \frac{1}{n} \sum (A_i - \bar{A})^2$$

$$r = \frac{\frac{1}{n} \sum (P_i - \bar{P})(A_i - \bar{A})}{s_p s_A}$$

$(\bar{P} - \bar{A})^2$, der erste Ausdruck auf der rechten Seite der obigen Zerlegung wird gleich Null, wenn sich die prognostizierten und realisierten Werte im Durchschnitt decken. Ist dieser Ausdruck von Null verschieden, so bedeutet das, daß die Prognosen einen systematischen Fehler haben. Die Prognosen liegen dann in Ihrer Mehrheit über oder unter den Realisationen.

$(s_p - s_A)^2$, der zweite Ausdruck der obigen Zerlegung, erreicht sein Minimum, wenn die Standardabweichungen der prognostizierten und realisierten Veränderungen gleich groß sind. Von Null verschiedene Werte dieses Ausdruckes zeigen an, daß das Ausmaß der Schwankungen über- oder unterschätzt wird.

Die beiden soeben besprochenen Komponenten des Prognosefehlers haben ihre Ursache in systematischen Fehlern des Prognostikers. Ausmaß und Schwankungsbreite der tatsächlichen Veränderungen wurden systematisch fehlgeschätzt. Wenn jedoch der dritte Wert auf der rechten Seite der obigen Zerlegung, $2(1-r)s_p s_A$, von Null verschieden ist, dann geht dies nicht auf einen systematischen Fehler des Prognostikers zurück, sondern auf den Zufallscharakter der Veränderungen, den der Prognostiker nicht voraussehen kann. Dieser Ausdruck wird nur dann Null, wenn die Kovarianz zwischen prognostizierten und realisierten Veränderungen $(r s_p s_A)$ ihren maximalen Wert, nämlich das Produkt der beiden Standardabweichungen $(s_p s_A)$ erreicht. Oder mit anderen Worten: wenn der Korrelationskoeffizient gleich Eins wird. Diese Fehlerkomponente läßt sich nicht vermeiden, weil es nie gelingen wird, so zu prognostizieren, daß alle Werte auf einer Geraden liegen. Es ist gebräuchlich, die erwähnten Fehlerkomponenten mit dem mittleren quadratischen Prognosefehler zu standardisieren. Man erhält dann folgende Ausdrücke:

$$U^M = \frac{(\bar{P} - \bar{A})^2}{\frac{1}{n} \sum (P_i - A_i)^2}$$

Obiger Ausdruck wird als ‚Biasanteil‘ am Prognosefehler bezeichnet. Der ‚Varianzanteil‘ und der ‚Kovarianzanteil‘ sind analog definiert:

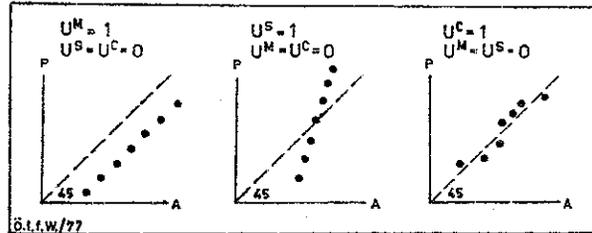
$$U^S = \frac{(s_p - s_A)^2}{\frac{1}{n} \sum (P_i - A_i)^2} \quad U^C = \frac{2(1-r)s_p s_A}{\frac{1}{n} \sum (P_i - A_i)^2}$$

Es gilt dann definitionsgemäß:

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

Die nachstehende Abbildung verdeutlicht den Fall, daß jeweils eine Komponente des Prognosefehlers ihren maximalen Wert von Eins annimmt, während die restlichen Komponenten einen Wert von Null haben¹⁾

Abbildung 6



Für die Erstellung von Prognosen läßt sich aus dem bisher gesagten folgender Schluß ziehen: Wenn schon Prognosefehler nicht ganz vermieden werden können, sollte man sich bemühen, den Bias- und den Varianzanteil am Prognosefehler möglichst niedrig zu halten. Wenn dieses Ziel erreicht ist, gibt es im Rahmen der verwendeten Prognosemethode keine Verbesserungsmöglichkeiten mehr

Neben der bisher behandelten Zerlegung des mittleren quadratischen Prognosefehlers (*MSE*) ist noch eine andere sehr informativ. Ihr liegt folgender Gedanke zugrunde: Man unterstellt, daß eine realisierte Veränderung aus einer systematischen und einer nichtsystematischen Komponente besteht. Die Bemühungen des Prognostikers beschränken sich darauf, die systematische Komponente korrekt vorauszusagen. Nimmt man an, daß dies ganz gelingt und setzt weiters voraus, daß die nichtsystematische Komponente als Zufallsvariable mit einem Erwartungswert von Null angesehen werden kann, dann bedeutet dies, daß jede realisierte Veränderung *A* aus einer systematischen Komponente *P* besteht, und aus einer nichtsystematischen Komponente, die im Durchschnitt Null ist und mit *P_i* nicht korreliert ist. Eine Funktionalbeziehung der realisierten Veränderungen (*A_i*) auf die prognostizierten Veränderungen (*P_i*) hätte unter diesen Annahmen folgendes Aussehen:

$$A_i = P_i + \text{Residuum}$$

d. h., der Regressionskoeffizient wäre Eins und die Regressionskonstante Null.

Nach diesen Überlegungen wird der mittlere quadratische Prognosefehler (*MSE*) wie folgt zerlegt:

$$\frac{1}{n} \sum (P_i - A_i)^2 = (\bar{P} - \bar{A})^2 + (s_p - r s_A)^2 + (1 - r^2) s_A^2$$

¹⁾ K. Rothschild, a. a. O

$(\bar{P} - \bar{A})^2$, der erste Ausdruck auf der rechten Seite, ist mit dem der vorigen Zerlegung identisch, weil angenommen wurde, daß die Residuen einen Erwartungswert von Null haben. Für ihn gilt also das oben Gesagte.

Die anderen zwei Ausdrücke sind jedoch verschiedenen $(s_P - r_{SA})^2$, der zweite Ausdruck zeigt an, ob der Anstieg der Regressionsgeraden von Eins abweicht. Sein numerischer Wert hängt vom Regressionskoeffizienten ab, der folgendermaßen definiert ist:

$$b = \frac{\sum(P_i - \bar{P})(A_i - \bar{A})}{\sum(P_i - \bar{P})^2} = \frac{r_{SA}}{s_P}$$

Wird dieser Koeffizient gleich Eins, dann wird der zweite Ausdruck der obigen Zerlegung gleich Null. Weicht der Koeffizient von Eins ab, so ist der Ausdruck $(s_P - r_{SA})^2$ von Null verschieden.

$(1 - r^2)s_A^2$, der dritte Ausdruck auf der rechten Seite der Zerlegung des Prognosefehlers, ist ein Maß für die Varianz der nichtsystematischen Komponente. Da gemäß der Annahme die nichtsystematische Komponente bei der Erstellung der Prognose vernachlässigt wird, kann die Größe dieses Ausdruckes vom Prognostiker nicht beeinflußt werden.

Standardisiert man die drei Ausdrücke mit dem mittleren quadratischen Prognosefehler, so erhält man auf gleiche Weise wie vorher U^M , und U^R wird als Regressionsanteil am Prognosefehler bezeichnet, weil dieser Koeffizient die Abweichung des Anstieges der Regressionsgeraden von Eins anzeigt. U^D heißt ‚disturbance‘-Anteil, weil sich darin die Varianz der Störvariablen widerspiegelt.

$$U^R = \frac{(s_P - r_{SA})}{\frac{1}{n} \sum (P_i - A_i)^2} \quad U^D = \frac{(1 - r^2)s_A^2}{\frac{1}{n} \sum (P_i - A_i)^2}$$

Auch hier sollte der Prognostiker bestrebt sein, die ersten beiden Anteile am Prognosefehler möglichst klein zu halten. Der ‚disturbance‘-Anteil hingegen sollte sich dem Wert Eins nähern.

Die Bedeutung der soeben behandelten Zerlegung des mittleren quadratischen Prognosefehlers tritt noch klarer hervor, wenn man eine optimale lineare Korrektur der prognostizierten Werte erreichen will. Angenommen es stünden n Paare von prognostizierten und realisierten Veränderungen (P_i, A_i) zur Verfügung, ist es dann möglich, die Güte der Prognosen durch die Anwendung einer linearen Korrektur von der Form $a + bP_i$ zu verbessern? Für diesen Zweck wird jeder prognostizierte Wert P_i mit einem bestimmten Koeffizienten b multipliziert und eine Konstante a dazu addiert. Derartige Korrekturen sind dann sinnvoll, wenn man annehmen kann, daß ein Prognostiker auch in Zukunft die gleichen systema-

tischen Fehler machen wird. Die Prognosegüte wird wieder mit dem Kriterium des mittleren quadratischen Prognosefehlers beurteilt

$$\frac{1}{n} \sum (a + bP_i - A_i)^2$$

Wenn man diesen Ausdruck in bezug auf a und b minimiert, erhält man:

$$b = \frac{\sum(P_i - \bar{P})(A_i - \bar{A})}{\sum(P_i - \bar{P})^2} = \frac{r_{SA}}{s_P}$$

$$a = \bar{A} - b\bar{P}$$

Aus dem zweiten Ausdruck folgt, daß der Mittelwert der korrigierten Prognose $a + bP_i$ gleich \bar{A} ist. Die Korrektur läßt also den Biasanteil am Prognosefehler verschwinden. Aus dem ersten Ausdruck folgt, daß die Standardabweichung der korrigierten Prognose gleich r_{SA} ist. Der Regressionsanteil am Prognosefehler verschwindet somit gleichfalls. Der ‚disturbance‘-Anteil hingegen bleibt von der Korrektur unberührt, weil das Quadrat des Korrelationskoeffizienten gegenüber einer linearen Transformation invariant ist. Eine lineare Korrektur reduziert somit den mittleren quadratischen Prognosefehler auf seinen ‚disturbance‘-Anteil:

$$\text{Min}_{a, b} \frac{1}{n} \sum (a + bP_i - A_i)^2 = U^D \frac{1}{n} \sum (P_i - A_i)^2$$

Die Daten

Die vorliegende Untersuchung stützt sich auf die Konjunkturprognosen des Institutes. Das Institut erstellt jeweils im September eine vorläufige Prognose für das kommende Jahr. Sie wird mit Hilfe der im letzten Quartal anfallenden Informationen zur endgültigen Prognose für das kommende Jahr präzisiert. Diese endgültige Fassung wird im Laufe des kommenden Jahres viermal revidiert, und zwar im März, Juni, September und Dezember. Das Institut erstellte zu Beginn des Jahres 1963 erstmals Prognosen. Die in dieser Arbeit verwendeten Werte für das Jahr 1963 unterscheiden sich von den übrigen Werten dadurch, daß sie nicht im Dezember des Vorjahres, sondern erst im Laufe des Jahres 1963 erstellt wurden. Infolge der Kürze der vorliegenden Zeitreihe konnte auf dieses Jahr nicht verzichtet werden. Weitere Verzerrungen der Untersuchungsergebnisse können daraus resultieren, daß das Institut seiner Prognose der realen Veränderung nicht ausschließlich die Preise von 1954 zugrunde legte. Die reale Veränderung wurde zu Preisen von 1954, 1963, 1965 und 1967 prognostiziert. Für die Vergleiche liegen hingegen nur reale Realisationen zu Preisen von 1954 vor.

Das Institut prognostiziert Niveaus und Veränderungsraten. Die vorliegende Analyse beschränkt sich auf

Übersicht 1

Log-Veränderungen der Prognosen (P) und der Realisationen (A) für 23 Variable

die Prognose der Veränderungsraten. Die prozentuellen Veränderungsraten wurden, dem Vorschlag *Theils*¹⁾ folgend, in Log-Veränderungen transformiert. Prozentveränderungen haben nämlich den Nachteil, daß numerisch gleich große positive und negative Werte in gewisser Weise asymmetrisch sind. Ein einfaches Beispiel soll das verdeutlichen:

Ein negativer Prognosefehler von 50% impliziert, daß der prognostizierte Wert nur halb so groß ist wie der realisierte. Ein positiver Prognosefehler von 50% hingegen impliziert, daß der realisierte Wert zwei Drittel des prognostizierten beträgt. Diese Asymmetrie kann auch anders ausgedrückt werden: Wenn auf eine bestimmte prozentuelle Zunahme im Jahre *t* eine prozentuell gleich große Abnahme im Jahre *t+1* folgt, dann entspricht das Niveau vom Jahre *t+1* nicht dem Niveau vom Jahre *t-1*. Um diese Asymmetrie zu vermeiden und aus verschiedenen anderen Gründen arbeitet *Theil* mit Log-Veränderungen. An Stelle von

$$A'_t = \frac{a_t - a_{t-1}}{a_{t-1}}$$

verwendet er

$$A_t = \log(1 + A'_t) = \log a_t - \log a_{t-1} = \log \frac{a_t}{a_{t-1}}$$

In diesen Ausdrücken symbolisiert *a_t* das Niveau einer bestimmten Variablen im Jahre *t*.

Erster Überblick über die Treffsicherheit der Institutsprognosen

Übersicht 1 enthält die prognostizierten und realisierten Log-Veränderungen für die 23 in dieser Arbeit untersuchten Variablen. Alle Zahlen in dieser Übersicht und in entsprechenden späteren Übersichten mit Log-Veränderungen wurden mit 10.000 multipliziert. Die erste Zahl in dieser Zusammenstellung ist somit 0.0630. Das Institut schätzte die Zuwachsrate des nominellen Brutto-Nationalproduktes (BNP) für das Jahr 1963 auf 6,5%, und 0.0630 ist der natürliche Logarithmus von 1.065. Die unmittelbar daneben stehende Zahl ist 0.0742. Das bedeutet, daß die tatsächliche Zuwachsrate des nominellen Brutto-Nationalproduktes etwas höher war²⁾.

Das Prognose-Realisationsdiagramm (Abbildung 7, S. 10) vermittelt einen ersten Eindruck von der Güte der Institutsprognosen. Man erkennt sofort, daß die

¹⁾ Vgl. *H. Theil*, *Applied Economic Forecasting*, a. a. O., S. 47 ff.

²⁾ Für die Umrechnung von Prozentveränderungen in Log-Veränderungen und umgekehrt gibt es eigene Tabellen. Bei kleinen Werten der Veränderungen sind die Unterschiede zwischen Prozent- und Log-Veränderungen minimal

Produktion	1. BNP (nominell)		2. BNP (real)		3. Industrie- produktion	
	P	A	P	A	P	A
1963	630	742	392	450	169	411
1964	677	871	440	611	440	751
1965	871	871	488	257	630	363
1966	677	825	411	459	344	411
1967	677	630	315	296	198	0
1968	564	545	227	402	247	723
1969	770	935	488	620	677	1.080

Nachfrage	4. Privater Konsum (nominell)		5. Privater Konsum (real)		6. Öffentl. Konsum (nominell)	
	P	A	P	A	P	A
1963	816	816	535	507	630	1.169
1964	770	677	535	383	583	1.080
1965	770	843	450	507	788	853
1966	723	649	488	450	770	1.080
1967	742	630	411	315	770	1.248
1968	583	583	296	354	583	862
1969	714	545	469	276	953	1.142

7. Öffentlicher Konsum (real)	P	A	8. Brutto-Anlageinvestitionen (nominell)		9. Brutto-Anlageinvestitionen (real)	
			P	A	P	A
1963	296	602	488	733	50	315
1964	198	611	488	1.026	198	733
1965	392	-121	1.151	1.213	816	545
1966	296	325	630	996	344	686
1967	296	431	620	315	198	-10
1968	198	383	392	208	100	-121
1969	198	334	953	751	770	469

10. Exporte im weiteren Sinn (nominell)	P	A	11. Importe im weiteren Sinn (nominell)	
			P	A
1963	935	944	996	1.106
1964	980	1.124	953	1.231
1965	962	953	944	1.195
1966	953	592	862	1.195
1967	630	639	834	296
1968	649	1.044	620	862
1969	953	1.757	1.097	1.186

Einkommen	12. Löhne u. Gehälter (brutto)		13. Masseneinkommen (netto)		14. Unternehmereinkommen	
	P	A	P	A	P	A
1963	630	760	677	825	488	742
1964	677	880	723	825	677	742
1965	862	962	816	853	926	516
1966	770	989	770	944	583	392
1967	770	779	742	853	208	315
1968	583	526	723	686	198	80
1969	816	853	797	797	677	1.213

Außenhandel	15. Warenexporte (nominell)		16. Warenimporte (nominell)	
	P	A	P	A
1963	296	478	276	770
1964	630	862	723	1.062
1965	862	1.017	999	1.204
1966	816	507	908	1.026
1967	488	714	733	-80
1968	630	953	488	779
1969	816	1.931	889	1.240

Übersicht, 1 Fortsetzung

Abbildung 7

Arbeitsmarkt

	17. Beschäftigte		18. Arbeitsuchende	
	P	A	P	A
1963		10	862	880
1964	40	90	-704	-704
1965	70	70	-566	-10
1966	-70	20	0	-576
1967	-40	-111	159	488
1968	-30	-90	488	898
1969	60	80	-715	-587

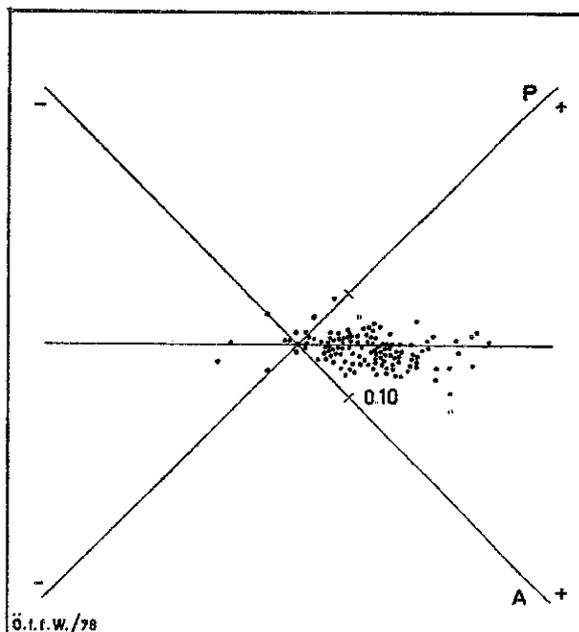
Währung

	19. Kommerzielle Kredite		20. Geldvolumen		21. Spareinlagen	
	P	A	P	A	P	A
1963	723	1.088	742	834	1.655	1.450
1964	935	1.536	564	602	1.398	1.706
1965	1.748	1.672	770	834	1.672	1.458
1966	1.398	1.484	620	450	1.442	1.354
1967	1.310	862	677	677	1.222	1.133
1968	1.044	1.044	488	677	1.310	1.133
1969	1.186	1.544	686	770	1.044	1.441

Preise

	22. Verbraucherpreisindex mit Saisonprodukten		23. Verbraucherpreisindex ohne Saisonprodukte	
	P	A	P	A
1963	334	266	257	276
1964	247	373	296	488
1965	392	488	344	334
1966	247	218	296	363
1967	507	392	488	411
1968	373	276	344	296
1969	315	305	276	286

Prognose-Realisationsdiagramm für 23 Variable im gesamten Untersuchungszeitraum



Übersicht 2

überwiegende Mehrzahl der Punkte im Bereich rechts vom Ursprung liegt. Das ist nicht verwunderlich, weil sich im Untersuchungszeitraum die meisten Variablen ständig aufwärts entwickelten. Es wechselten nur Perioden rascheren und langsameren Wachstums miteinander ab. Der Großteil der Punkte liegt rechts vom Ursprung und unterhalb der Linie perfekter Prognosen. In den Institutsprognosen bestand somit eine ausgeprägte Tendenz, die tatsächliche Entwicklung zu unterschätzen. Eine stärker ins Detail gehende numerische Analyse bestätigt diesen Tatbestand. In 65% der Fälle wurde die tatsächliche Entwicklung unterschätzt. Die Tendenz der Unterschätzung läßt sich in den Prognosen vieler Länder feststellen. (Die Erklärung, die Theil dafür gibt, wurde bereits im theoretischen Teil dieser Arbeit erwähnt.) Zu Überschätzungen der tatsächlichen Entwicklung kam es nur in 31% der untersuchten Fälle. Wendepunktfehler gab es in 4% der Fälle¹⁾. Wenn man die perfekten Prognosen gesondert auszählt, zeigt sich, daß in acht der 161 Beobachtungen (5%) die Prognosen und die Realisationen genau übereinstimmen. Dieses Ergebnis täuscht insofern etwas, als Prognosen, bei

Unter- und Überschätzungen von Veränderungsraten sowie Wendepunktfehler

	Unter-schätzung der Veränderung	Über-schätzung	Wendepunktfehler	Gesamt
1963	19	3½	½	23
1964	20½	2½	0	23
1965	12	10	1	23
1966	13½	8	1½	23
1967	9½	11	2½	23
1968	13	9	1	23
1969	16½	6½	0	23
Alle Jahre	104	50½	6½	161
Prozentverteilung	65	31	4	100

denen der Fehler sehr klein war, nicht als perfekt gewertet wurden. Diese Verzerrung kann man durch die Einführung einer Bandbreite für perfekte Prognosen ausschalten. Hier wurde eine Bandbreite von $\pm 10\%$ der Realisation gewählt. Liegt eine Prognose innerhalb dieses Bereiches, dann wurde sie als perfekt gewertet. Man kann annehmen, daß Prognosefehler, die innerhalb dieser Grenze liegen, irrelevant sind. Die Zahl der perfekten Prognosen erhöht sich bei einer Bandbreite von $\pm 10\%$ auf 33, das ist ein Fünftel der Beobachtungen.

Die geringe Zahl von Wendepunktfehlern überrascht nicht, wenn man bedenkt, daß beim Prognose-Realisationsdiagramm der Veränderungsraten ein Wende-

¹⁾ Die Halben in Übersicht 2 stammen daher, daß perfekte Prognosen je zur Hälfte den Unter- und Überschätzungen der Veränderungsraten zugerechnet werden. Ein prognostizierter Wert von Null wird zwischen Unterschätzung und Wendepunktfehler aufgeteilt. Wenn der realisierte Wert Null ist, wird die Prognose je zur Hälfte als Überschätzung und als Wendepunktfehler angesehen.

punktfehler nur vorliegt, wenn die prognostizierte und die realisierte Veränderung verschiedenes Vorzeichen haben. Von den 6½ in Übersicht 2 ausgewiesenen Wendepunktfehlern kommen 1½ dadurch zustande, daß entweder der prognostizierte oder der realisierte Wert Null war. Vernachlässigt man diese Fälle, bleiben fünf Wendepunktfehler. In vier Fällen wurde der realisierte Wendepunkt nicht vorausgesagt, in einem Fall trat ein prognostizierter Wendepunkt nicht ein.

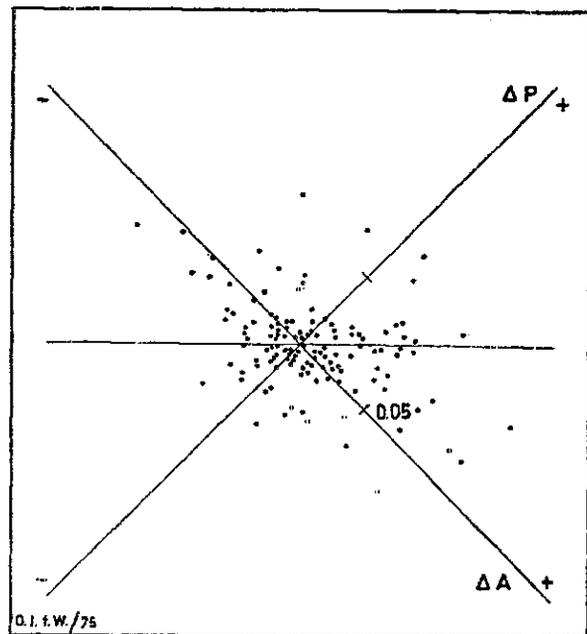
Aus dem spärlichen Material lassen sich keine Aussagen über die Treffsicherheit der Institutprognose an Konjunkturwendepunkten strenger Definition ableiten. Übersicht 2 ermöglicht aber doch eine gewisse konjunkturelle Interpretation. Es fällt auf, daß in Hochkonjunkturjahren die Tendenz zur Unterschätzung klar dominiert (1964, 1969). In Jahren schwächeren Wachstums steigt die Zahl der Überschätzungen. Im ausgeprägten Rezessionsjahr 1967 war die Zahl sogar etwas höher als die der Unterschätzungen.

Wenn man die strenge Definition der Konjunkturwendepunkte beibehält, dann gab es in Nachkriegseuropa kaum Konjunkturzyklen, da die Wirtschaft fast immer wuchs, wenn auch mit unterschiedlicher Stärke. Man ging daher dazu über, Perioden zunehmender Veränderungsrate (Wachstumsbeschleunigung) von Perioden abnehmender Veränderungsrate (Wachstumsverzögerung) zu trennen. Die Konjunkturdiagnose basiert somit auf den ersten Differenzen der Veränderungsrate. Wendepunkte liegen dann vor, wenn diese ersten Differenzen das Vorzeichen wechseln. Von Wendepunktfehlern der Prognose spricht man, wenn die ersten Differenzen der prognostizierten und realisierten Veränderungsrate verschiedene Vorzeichen haben.

Diese Abgrenzung der Konjunkturphasen entspricht nicht der im Institut verwendeten Definition konjunktureller Wendepunkte. Das Institut bezeichnet einen Vorzeichenwechsel der Differenz zwischen Veränderungsrate und Trend als konjunkturellen Wendepunkt. Veränderungsrate-Wendepunkte werden nur sekundär als Konjunkturmerkmal herangezogen. Dieser Unterschied kann jedoch für die vorliegende Untersuchung vernachlässigt werden. Problematischer ist folgender Tatbestand: Die Verwendung von Veränderungsrate-Wendepunkten bringt es mit sich, daß auch die kleinsten und unter Umständen rein zufälligen Schwankungen in den Veränderungsrate einer Variablen konjunkturell interpretiert werden. Wenn man auf Grund dieser Abgrenzung die Qualität der Wendepunktprognosen des Institutes beurteilt, legt man einen zu strengen Maßstab an. Man sollte sich daher durch das auf den ersten Blick etwas schlecht scheinende Ergebnis nicht täuschen lassen.

Abbildung 8

Prognose-Realisationsdiagramm der ersten Differenzen der Log-Veränderungen der 23 Variablen im gesamten Untersuchungszeitraum



Die obige Abbildung ist ein Prognose-Realisationsdiagramm, das auf den ersten Differenzen der Log-Veränderungen der 23 Variablen basiert.

Der Punkteschwarm ist sehr stark gestreut; alle Gebiete des Prognose-Realisationsdiagrammes sind mit Punkten besetzt. Besonders stark hat die Zahl der Wendepunktfehler zugenommen. Die Tendenz zur Unterschätzung ist auch bei den ersten Differenzen noch zu beobachten, sie ist aber bei weitem nicht so ausgeprägt wie im Prognose-Realisationsdiagramm der Log-Veränderungen. Daraus kann man schließen, daß die Unterschätzungstendenz teilweise auf einen reinen Bias zurückzuführen ist. Wenn man eine Variable systematisch unterschätzt, kann man das in Symbolen wie folgt schreiben:

$$P_i = A_i - a$$

Bildet man erste Differenzen, so gilt:

$$\Delta P_i = P_{i+1} - P_i = A_{i+1} - a - A_i + a = \Delta A_i$$

Ein reiner Bias verschwindet daher durch die Bildung von ersten Differenzen. Andere Ursachen für Unterschätzungstendenzen können mit dieser Methode nicht ausgeschaltet werden. Zur Illustration wird angenommen, daß neben dem Bias auch die Regressionskomponente des Prognosefehlers von Bedeutung wäre. Das läßt sich formal wie folgt ausdrücken:

$$P_i = bA_i - a$$

Geht man hier zur ersten Differenz über, so wird der reine Bias zwar ausgeschaltet, die Regressions-

komponente des Prognosefehlers bleibt aber unverändert bestehen

$$\Delta P_i = bA_{i+1} - a - bA_i + a = b\Delta A_i$$

Eine numerische Analyse vermittelt einen genaueren Einblick als die Betrachtung einer Abbildung. Die Zahl der Wendepunktfehler beträgt bei den ersten Differenzen der Log-Veränderungen 44 von insgesamt 138 Beobachtungen; das ist knapp ein Drittel. Davon fallen vier echte Wendepunkte in das Jahr 1964. Sie müssen hier vernachlässigt werden, weil für die Unterscheidung, um welche Art von Wendepunkten es sich handelt, Differenzen der Log-Veränderungen für das Jahr 1963 erforderlich wären. Weitere sieben Wendepunktfehler resultieren daraus, daß entweder eine Prognose oder eine Realisation einen Wert von Null annahm. Es bleiben somit 33 Wendepunktfehler. Davon sind 26 dadurch entstanden, daß tatsächlich eingetretene Wendepunkte nicht prognostiziert wurden. In sieben Fällen wurden Wendepunkte vorausgesagt, die nicht eintrafen. Andererseits sind 23 Wendepunkte richtig prognostiziert worden (es wurde z. B. richtig vorhergesagt, daß sich das Wachstum der nominellen Brutto-Anlageinvestitionen ab 1966 verlangsamen und sich erst 1969 wieder beschleunigen würde) Im ganzen gab es daher 30 Wendepunktprognosen, von denen sieben (23%) falsch waren. Tatsächlich wurden im Untersuchungszeitraum nach dem engeren Abgrenzungskriterium 49 Wendepunkte beobachtet, von denen 26 (53%) nicht prognostiziert wurden. Gerade hier besteht aber der Verdacht, daß die Verwendung von ersten Differenzen die Treffsicherheit der Institutsprognosen an Konjunkturwendepunkten in einem zu schlechten Licht erscheinen läßt. Bei einer beachtlichen Zahl der nach diesem Verfahren festgestellten Wendepunkte dürfte es sich um keine echten Konjunkturumbrüche handeln, sondern um Zufallschwankungen in den Zuwachsraten der Variablen. Man sollte daher die Untersuchungsergebnisse nicht zu hart kritisieren, sondern nur als Hinweis betrachten, daß bei der Prognose Schwierigkeiten auftraten und gewisse Fehler gemacht wurden.

Eine Untersuchung der einzelnen Variablen zeigt, daß bei der Prognose des (realen) privaten Konsums die meisten, und zwar vier Wendepunktfehler, gemacht wurden. Überdies wurde in einem Jahr (1964) keine Veränderung des Wachstumtempos prognostiziert, während eine deutliche Verlangsamung eintrat. Ähnlich schlecht wurde der Konjunkturverlauf des (realen) öffentlichen Konsums vorausgesagt. Hier traten drei Wendepunktfehler auf. In zwei weiteren Jahren wurde keine Beschleunigung oder Verlangsamung des Wachstums prognostiziert, obwohl diese Entwicklung eintrat. Bei einer Reihe von weiteren Variablen wurden zwei Wendepunktfehler gemacht.

Unter- und Überschätzung der ersten Differenzen der Veränderungsrate sowie Wendepunktfehler

	Unter- schätzung der Veränderung	Über- schätzung	Wendepunkt- fehler	Gesamt
1964	15	2	6	23
1965	4½	7½	11	23
1966	6	6½	10½	23
1967	13	4	6	23
1968	10	7	6	23
1969	10½	8	4½	23
Alle Jahre	59	35	44	138
Prozentverteilung	43	25	32	100

Die Wendepunktfehler häuften sich in den Jahren 1965 und 1966. Die große Anzahl von Wendepunktfehlern und Überschätzungen im Jahr 1965 zeigt, daß das Institut erwartete, der Aufschwung von 1964 werde sich im darauffolgenden Jahr fortsetzen.

Die Fehler entstanden dadurch, daß einerseits in Fällen, in denen die Veränderungsrate ihren Höhepunkt bereits überschritten hatten, eine weitere Beschleunigung des Wachstums prognostiziert wurde und andererseits in Fällen, in denen diese Beschleunigung tatsächlich eintrat, ihr Ausmaß überschätzt wurde. Diese Fehlprognosen zogen im Jahre 1966 weitere Fehler nach sich. Die Prognose des Institutes war eher pessimistisch, tatsächlich trat aber eine leichte Zwischenbelebung ein. Dadurch ergaben sich viele Wendepunktfehler und die rückläufigen Tendenzen wurden überhöht. Die Rezession von 1967 und der darauffolgende Aufschwung hingegen wurden besser prognostiziert. Die Analyse zeigte außerdem, daß in Jahren mit einem ausgeprägten Konjunkturverlauf, und zwar gleichgültig, ob es sich um einen Aufschwung oder um einen Abschwung handelte, das Ausmaß der Wachstumsbeschleunigung oder -verlangsamung eindeutig unterschätzt wurde. Besonders deutliche Beispiele dafür sind die Jahre 1964 und 1967, wo die Unterschätzungen dominieren.

Prognosen und Realisationen der einzelnen Variablen

Die Abbildung 9 zeigt die Prognose-Realisationsdiagramme für die 23 Variablen. Erwartungsgemäß schwankt die Prognosegüte je nach Variablen etwas. Im großen und ganzen dominiert eine Tendenz zur Unterschätzung der Veränderungsrate. Besonders groß war die Zahl der Unterschätzungen in der Industrieproduktion, im öffentlichen Konsum (nominal und real), bei den Importen im weiteren Sinn, bei Löhnen und Gehältern, beim Masseneinkommen, bei den Warenexporten und -importen und beim Geldvolumen. Zieht man den Umfang der Unter-

Übersicht 4

Maßzahlen über die Prognosegenauigkeit für einzelne Variable

Variable	P	\bar{A}	s_P	s_A	r	RMS-Prognosefehler	U	V	W
1. Brutto-Nationalprodukt (nominell)	695	774	92	132	0 72	121	0 15	0 92	0 65
2. Brutto-Nationalprodukt (real)	394	442	88	130	0 32	140	0 30	1 08	0 65
3. Industrieproduktion	386	534	189	322	0 55	307	0 50	0 95	0 77
4. Privater Konsum (nominell)	731	678*	68	104	0 69	93	0 14	0 89	0 80
5. Privater Konsum (real)	455	399*	77	85	0 38	106	0 26	1 25	1 14
6. Öffentlicher Konsum (nominell)	725	1 062	125	140	0 34	374	0 35	2 68	1 16
7. Öffentlicher Konsum (real)	268	366	68	227	-0 64	292	0 68	1 29	0 80
8. Brutto-Anlageinvestitionen (nominell)	675	749	256	345	0 55	306	0 37	0 89	0 83
9. Brutto-Anlageinvestitionen (real)	354	374	291	307	0 42	323	0 67	1 05	0 81
10. Exporte i. w. S. (nominell)	866	1 008	139	357	0 32	369	0 34	1 03	1 04
11. Importe i. w. S. (nominell)	901	1 010	135	314	0 49	297	0 28	0 95	0 63
12. Löhne und Gehälter (brutto)	730	821	94	144	0 77	131	0 16	0 91	0 72
13. Masseneinkommen (netto)	750	826	44	72	0 29	105	0 13	1 47	0 86
14. Unternehmereinkommen	537	571	244	341	0 56	288	0 44	0 85	0 53
15. Warenexporte (nominell)	648	923	190	454	0 51	479	0 46	1 05	1 04
16. Warenimporte (nominell)	717	857	237	419	0 34	428	0 49	1 03	0 73
17. Beschäftigte	4	10	50	75	0 71	53	0 70	0 71	0 57
18. Arbeitsuchende	-68	56	573	651	0 85	365	0 56	0 56	0 36
19. Kommerzielle Kredite	1 192	1 319	310	288*	0 43	344	0 26	1 19	0 94
20. Geldvolumen	650	692	92	127	0 61	111	0 16	0 87	0 48
21. Spareinlagen	1 392	1 382*	209	187*	0 30	235	0 19	1 26	1 15
22. Verbraucherpreisindex mit Saisonprodukten	345	331*	84	85	0 48	87	0 26	1 02	0 56
23. Verbraucherpreisindex ohne Saisonprodukte	329	351	72	71*	0 35	85	0 24	1 19	0 77
Median					0 48	288	0 30	1 03	0 77

schätzung als Kriterium heran, dann wurden insbesondere die Veränderungsraten der Brutto-Anlageinvestitionen (nominell und real), der Exporte im weiteren Sinn, der Unternehmereinkommen und der kommerziellen Kredite in einzelnen Jahren stark unterschätzt. Bei einigen wenigen Variablen war die Zahl der Überschätzungen sehr groß, so z. B. beim privaten Konsum (nominell und real), bei den Spareinlagen und beim Verbraucherpreisindex mit Saisonwaren. Das Ausmaß der Überschätzungen hielt sich aber immer in relativ engen Grenzen.

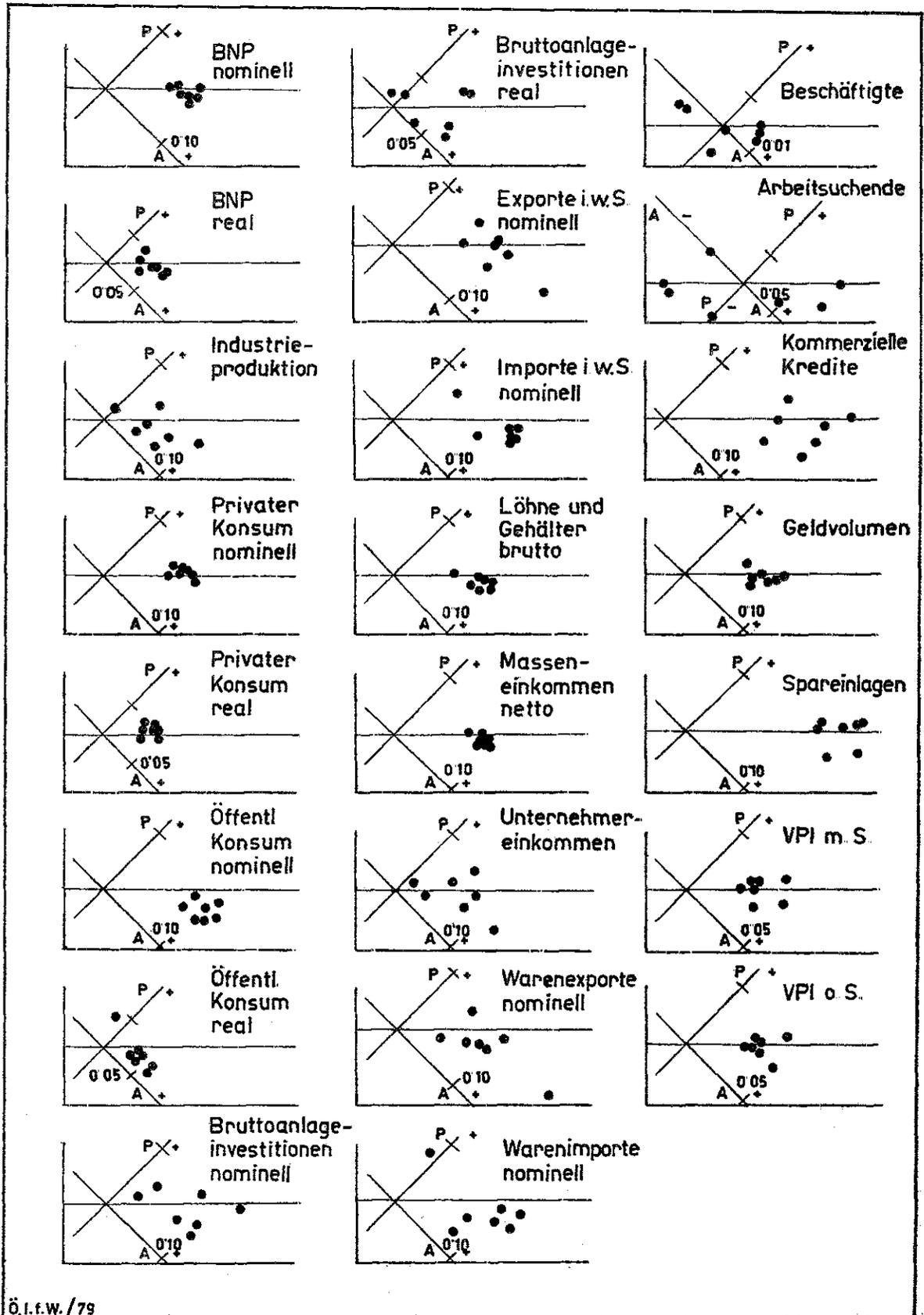
Übersicht 4 enthält verschiedene deskriptive Maßzahlen für jede Variable. Darunter sind die Mittelwerte der prognostizierten (\bar{P}) und realisierten Veränderungsraten (\bar{A}). Mit einer einzigen Ausnahme sind diese Mittelwerte alle positiv. Nur für die Variable 'Arbeitsuchende' ist der Mittelwert der prognostizierten Veränderungen negativ. Abgesehen von den vier Variablen (nomineller und realer privater Konsum, Spareinlagen und Verbraucherpreisindex mit Saisonwaren), bei denen eine Tendenz zur Überschätzung vorliegt, ist die durchschnittliche Prognose stets niedriger als die durchschnittliche Realisation. Die überschätzten Variablen wurden durch ein Sternchen in der Spalte \bar{A} gekennzeichnet.

Die Zusammenstellung enthält weiters die Standardabweichungen der Prognosen (s_P) und Realisationen (s_A). In 20 der 23 analysierten Fälle ist die Standardabweichung der Prognosen kleiner als die der Realisationen. Diese Tatsache überrascht nicht, weil sich der Prognostiker bemüht, die systematische Kompo-

nente der realisierten Veränderung vorherzusagen und die Zufallskomponente vernachlässigt. Die drei Ausnahmen wurden wieder durch Sternchen in der Spalte von s_A gekennzeichnet. Die nächste Spalte der Übersicht 4 enthält eine Zusammenstellung der Korrelationskoeffizienten zwischen Prognosen und Realisationen (r). Alle Korrelationskoeffizienten sind positiv mit Ausnahme der Variablen 'öffentlicher Konsum' (real), deren Korrelationskoeffizient negativ ist. Der Median der Korrelationskoeffizienten ist mit 0 48 nicht sehr hoch. Aber man kann nicht erwarten, daß so prognostiziert wird, daß alle Werte auf einer Geraden liegen.

Als nächste Spalte enthält die Übersicht Werte des RMS-Prognosefehlers. Die Schwankungen der einzelnen Werte um den Median von 0 0288, das entspricht ungefähr 2 9%, sind nicht sehr groß. Die letzten drei Spalten der Übersicht 4 enthalten die Werte für die drei Ungleichheitskoeffizienten. (Die Definitionen dieser Koeffizienten wurden im theoretischen Teil dieser Arbeit behandelt.) Alle U-Koeffizienten liegen unter Eins, ihr Median beträgt 0 30. Im Durchschnitt führte somit die Prognosemethode des Institutes zu einem Prognosefehler, der nur 30% des Fehlers ausmacht, der bei Verwendung der primitiven 'no change'-Extrapolation entstanden wäre. Nach diesem Kriterium wurden Brutto-Nationalprodukt (nominell), privater Konsum (nominell), Löhne und Gehälter, Masseneinkommen und Geldvolumen gut prognostiziert. Ihr Prognosefehler betrug ungefähr ein Sechstel desjenigen der 'no change'-Extrapolation. Weit schlechter waren die Prognosen für Indu-

Prognose-Realisationsdiagramme der Log-Veränderungen der 23 Variablen im gesamten Untersuchungszeitraum



Ö.I.F.W./79

strieherzeugung, Warenexporte und -importe sowie für Arbeitsuchende, deren Prognosefehler ungefähr 50% bis 60% des Prognosefehlers der „no change“-Extrapolation ausmachten. Besonders schlecht waren nach diesem Kriterium die Prognosen für öffentlichen Konsum (real), Brutto-Anlageinvestitionen (real) und Beschäftigte, deren Prognosefehler bis zu 70% desjenigen der „no change“-Extrapolation betragen. Die Gründe für hohen U -Koeffizienten bei den zuletzt erwähnten Variablen sind sehr verschieden. Beim öffentlichen Konsum wurde die Zunahme — abgesehen von einer Ausnahme — immer auf 2% bis 3% geschätzt. Zieht man noch die eklatante Fehlschätzung im Jahre 1965 in Rechnung, dann wären „no change“-Extrapolationen auch nicht viel schlechter gewesen. Bei den Brutto-Anlageinvestitionen erfolgen größere Änderungen in den Realisationen derart unregelmäßig, daß sie kaum richtig prognostiziert werden können. Die Prognosen des Institutes waren daher nicht viel besser als „no change“-Extrapolationen, die gleichfalls falsch waren. Bei der Prognose der Beschäftigten hat der hohe U -Koeffizient andere Ursachen. Die Realisationen schwanken hier so wenig, daß auch die „no change“-Extrapolationen relativ gute Prognosen ergeben.

Die V -Koeffizienten lassen die Treffsicherheit der Institutsprognose in einem weniger guten Licht erscheinen. Es muß allerdings wiederholt werden, daß sie das strengste Kriterium für die Beurteilung der Prognosegüte sind. Der Median der V -Koeffizienten liegt ungefähr bei Eins. Das besagt, daß die Prognosemethode des Institutes keinen kleineren Prognosefehler aufwies als eine Methode, bei der für die verschiedenen Variablen jedes Jahr deren durchschnittliche Veränderung als Prognose genommen worden wäre. Eine derartige Methode ist aber in der Praxis nicht anwendbar. Im einzelnen liegt der V -Koeffizient bei 10 Variablen unter Eins und bei 13 Variablen darüber. Nach diesem Kriterium war die Prognose für die Arbeitsuchenden am besten. Ihr Prognosefehler betrug nur knapp 60% der „average change“-Prognose. Am schlechtesten schnitt die Prognose des öffentlichen Konsums (nominell) ab, deren Prognosefehler mehr als das Doppelte des Fehlers der „average change“-Prognose ausmachte. Obwohl die „average change“-Methode in der Praxis nicht herangezogen werden kann, wäre es doch denkbar, für Prognosezwecke eine Variante zu verwenden. Sie ließe sich allerdings auch erst nach Ablauf einiger Jahre des Untersuchungszeitraumes anwenden. Statt der durchschnittlichen Veränderungsrate der ganzen Periode nimmt man nur die durchschnittliche Veränderungsrate dieser ersten Jahre als Prognosewert. In der vorliegenden Untersuchung wurde die durchschnittliche Veränderung der Jahre 1963 bis 1965 als Prognose für 1966 eingesetzt, die durchschnitt-

liche Veränderung der Jahre 1963 bis 1966 als Prognose 1967 usw. Diese Prognosemethode wurde für die Variablen, deren V -Koeffizienten größer als Eins waren, mit der Prognosemethode des Institutes verglichen.

Übersicht 5

Modifizierte V -Koeffizienten für einige ausgewählte Variable

1 Brutto-Nationalprodukt (real)	0 88
5 Privater Konsum (real)	1 03
6 Öffentlicher Konsum (nominell)	1 66
7 Öffentlicher Konsum (real)	3 29
10 Exporte i. w. S.	0 93
11 Importe i. w. S.	0 74
13 Masseneinkommen	0 83
15 Warenexporte	0 99
16 Warenimporte	0 80
19 Kommerzielle Kredite	0 83
21 Spareinlagen	0 91
22 Verbraucherpreisindex mit Saisonprodukten	0 75
23 Verbraucherpreisindex ohne Saisonprodukte	0 96

Auf Grund dieser modifizierten „average change“-Methode ergeben sich nur bei der Prognose des öffentlichen Konsums (sowohl nominell als auch real) bessere Ergebnisse als die Institutsmethode lieferte. Bei der Prognose des privaten Konsums (real) und der Warenexporte (nominell) war der Prognosefehler für beide Verfahren gleich groß. Bei allen übrigen Variablen waren die Prognosefehler kleiner als die der modifizierten „average change“-Prognose.

In der letzten Spalte der Übersicht 4 sind die W -Koeffizienten wiedergegeben. Ihr Median liegt bei 0,77. Das besagt, daß die Prognosemethode des Institutes kleinere Prognosefehler ergab, als wenn man die Veränderung des Vorjahres als Prognose des laufenden Jahres verwendet hätte. Die „last change“-Prognose ist im Gegensatz zur „average change“-Prognose auch in der Praxis anwendbar. Nur bei fünf der 23 Variablen wäre der Prognosefehler kleiner gewesen als mit der Prognosemethode des Institutes. Überdies hätte sich in zwei von diesen fünf Fällen der Prognosefehler nur unbedeutend verringert. Nur für die Prognose des privaten Konsums (nominell und real) und der Spareinlagen hätte die Anwendung der „last change“-Methode merklich bessere Ergebnisse gebracht. Es sind dies einige Variablen, die vom Institut systematisch überschätzt wurden.

Zusammenfassend läßt sich sagen, daß die Prognosemethode des Institutes bei einem Vergleich mit den tatsächlich anwendbaren einfachen Prognosemethoden, wie „no change“-, modifizierte „average change“- und „last change“-Prognose, gut wegkommt. Nur bei einer sehr kleinen Zahl von Variablen hätten diese primitiven Prognoseverfahren zu besseren oder

Maßzahlen über die Prognosegenauigkeit für einzelne Variable

Variable	U^M	U^S	U^C	U^R	U^D	a	b	b'	Reihenkorrelationskoeffizient
1. Brutto-Nationalprodukt (nominell)	0.43	0.10	0.47	0.00	0.57	53	1.04	1.11	-0.30
2. Brutto-Nationalprodukt (real)	0.12	0.09	0.79	0.11	0.77	256	0.47	1.09	-0.27
3. Industrieproduktion	0.23	0.19	0.58	0.00	0.77	172	0.94	1.30	-0.04
4. Privater Konsum (nominell)	0.33	0.15	0.51	0.00	0.66	-86	1.05	0.93	-0.39
5. Privater Konsum (real)	0.28	0.00	0.72	0.17	0.55	205	0.43	0.86	-0.72
6. Öffentlicher Konsum (nominell)	0.81	0.00	0.17	0.04	0.12	788	0.38	1.40	0.15
7. Öffentlicher Konsum (real)	0.11	0.30	0.59	0.55	0.35	938	-2.13	1.16	-0.16
8. Brutto-Anlageinvestitionen (nom.)	0.06	0.09	0.85	0.05	0.89	251	0.74	1.06	0.25
9. Brutto-Anlageinvestitionen (real)	0.00	0.00	0.99	0.25	0.75	217	0.44	0.82	0.01
10. Exporte i. w. S. (nominell)	0.15	0.35	0.50	0.00	0.84	290	0.83	0.78	0.63
11. Importe i. w. S. (nominell)	0.13	0.36	0.49	0.00	0.85	54	1.06	1.12	0.23
12. Löhne und Gehälter (brutto)	0.48	0.15	0.37	0.01	0.50	-28	1.16	1.13	0.27
13. Masseneinkommen (netto)	0.52	0.07	0.41	0.05	0.42	476	0.47	1.10	0.52
14. Unternehmereinkommen	0.01	0.11	0.88	0.03	0.96	152	0.78	1.02	-0.06
15. Warenexporte (nominell)	0.33	0.30	0.37	0.01	0.66	127	1.23	1.41	0.31
16. Warenimporte (nominell)	0.09	0.18	0.71	0.05	0.84	422	0.61	1.14	-0.02
17. Beschäftigte	0.01	0.22	0.76	0.01	0.98	6	1.08	1.09	-0.15
18. Arbeitsuchende	0.12	0.05	0.83	0.00	0.88	122	0.96	0.94	0.24
19. Kommerzielle Kredite	0.14	0.00	0.86	0.29	0.57	844	0.40	1.06	0.12
20. Geldvolumen	0.15	0.10	0.75	0.02	0.83	146	0.84	1.06	-0.30
21. Spareinlagen	0.00	0.01	0.99	0.42	0.58	1.010	0.27	0.98	-0.56
22. Verbraucherpreisindex mit Saisonprodukten	0.03	0.00	0.97	0.24	0.73	162	0.49	0.93	0.31
23. Verbraucherpreisindex ohne Saisonprodukte	0.07	0.00	0.93	0.31	0.62	237	0.34	1.03	-0.09
Median	0.13	0.10	0.72	0.04	0.73	205	0.74	1.06	-0.02
Mittelwert	0.20	0.12	0.67	0.11	0.68				

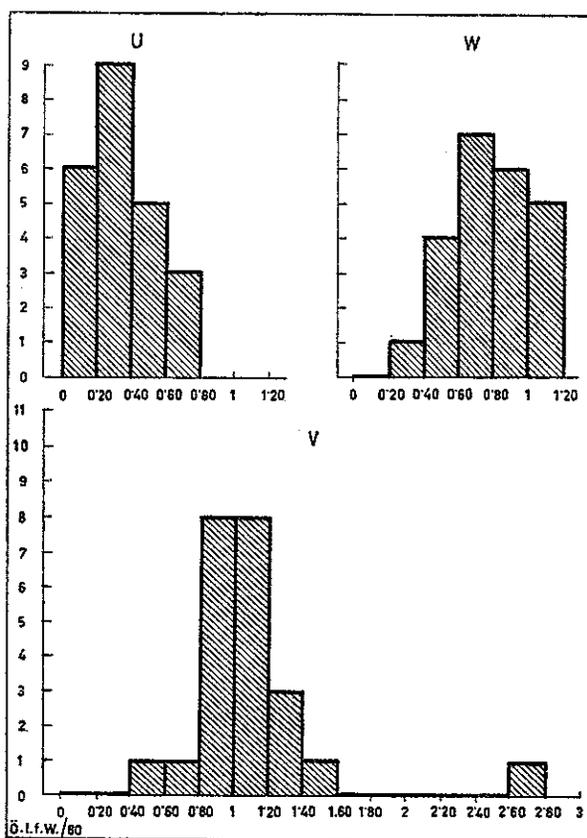
Anmerkung: Die Komponenten des Prognosefehlers (U^M , U^S , U^C bzw. U^M , U^R , U^D) addieren sich infolge von Rundungsfehlern nicht bei allen Variablen zu Eins auf

gleich guten Ergebnissen geführt wie die Institutsmethode. Die nachstehende Abbildung zeigt die Häufigkeitsverteilung der soeben besprochenen Ungleichheitskoeffizienten. Die U -Koeffizienten liegen alle im Bereich unter 0.80. Ihre größte Häufigkeit erreichen sie zwischen 0.20 und 0.40. In diesem Bereich liegen allein neun der 23 U -Koeffizienten. Nicht so günstig ist das Bild bei den V -Koeffizienten. Sie liegen in der Mehrzahl im Bereich knapp unter und knapp über Eins. Jeweils acht der Koeffizienten befinden sich zwischen 0.80 und 1.00 bzw. 1.00 und 1.20. Die W -Koeffizienten liegen wieder überwiegend im Bereich unter Eins. Am häufigsten sind sie im Bereich zwischen 0.60 und 0.80 vertreten (siehe Fälle).

Als nächster Schritt der Untersuchung wird der mittlere quadratische Prognosefehler (MSE) in seine Komponenten aufgespalten. Wie dies geschieht, wurde im theoretischen Teil der Arbeit besprochen.

Die erste Spalte von Übersicht 6 enthält den Biasanteil U^M am Prognosefehler. Der Median dieser Werte beträgt 0.13, der Mittelwert ist mit 0.20 etwas größer. Diese Werte zeigen, daß die Prognosen des Institutes etwas verzerrt sind. Bei einigen Variablen kam es zur erheblichen systematischen Fehlschätzungen. Am schlechtesten war die Prognose des öffentlichen Konsums (nominell), deren U^M -Koeffizient den extrem hohen Wert von 0.80 erreichte. Das bedeutet, daß 80% des Prognosefehlers aus einer

Abbildung 10
Häufigkeitsverteilung der Ungleichheitskoeffizienten U, V und W



Abweichung zwischen durchschnittlichen Prognosen und durchschnittlichen Realisationen resultieren. Große systematische Fehlschätzungen gab es auch bei der Prognose des Brutto-Nationalproduktes (nominell), der Löhne und Gehälter, der Masseneinkommen sowie in geringerem Maße bei der Prognose des privaten Konsums (nominell und real) und der Warenexporte. Keine oder geringe systematische Fehler hatten die Prognosen der Brutto-Anlageinvestitionen (nominell und real), der Unternehmereinkommen, der Beschäftigten, der Spareinlagen und der beiden Verbraucherpreisindizes. Diese zuletzt genannten Reihen haben mit Ausnahme der Verbraucherpreisindizes einen sinkenden Trend. Das läßt vermuten, daß die oben beobachtete Unterschätzungstendenz zumindest teilweise auf einer zu pessimistischen Beurteilung der Wachstumschancen der österreichischen Wirtschaft beruht. Den Institutsprognosen liegt letztlich die Annahme zugrunde, daß die Zuwachsraten auf lange Sicht sinkende Tendenz haben. Entwickeln sich einzelne Variable tatsächlich so, dann werden für sie ganz unverzerrte Prognosen erstellt.

Die zweite Spalte der Übersicht 6 zeigt für die 23 Variablen den Varianzanteil U^S am Prognosefehler. Er ist niedriger als der Biasanteil; es gibt keinen Wert, der 0,40 übersteigt. Median und Mittelwert liegen bei ungefähr 10%. Bei sechs Variablen ist der Varianzanteil am Prognosefehler Null; bei weiteren sieben Variablen beträgt er 0,10 oder weniger. Besonders groß waren die Fehlschätzungen der Schwankungsbreite bei den Prognosen des öffentlichen Konsums (real), der Exporte und Importe im weiteren Sinn und der Warenexporte.

Die dritte Spalte der Übersicht 6 bietet einen Überblick über die Kovarianzanteile U^C am Prognosefehler. Die Werte der U^C -Koeffizienten sind weit höher als die der U^M - und U^S -Koeffizienten. Median und Mittelwert lagen bei ungefähr 70%. Die nächsten beiden Spalten enthalten den Regressions- und den ‚disturbance‘-Anteil am Prognosefehler. Die U^R -Koeffizienten liegen ungefähr in der Größenordnung der U^S -Koeffizienten, vielleicht sogar etwas darunter. Ihr Median beträgt 0,04, der Mittelwert hingegen 0,11. Bei sechs Variablen ist der Wert des U^R -Koeffizienten Null; bei weiteren neun Variablen 0,05 oder darunter. Hohe U^R -Koeffizienten haben die Prognosen des öffentlichen Konsums (real) und der Spareinlagen. Etwas niedriger, aber immer noch störend, sind die U^R -Koeffizienten der Prognosen der Brutto-Anlageinvestitionen (real), der kommerziellen Kredite, der Spareinlagen und der beiden Verbraucherpreisindizes

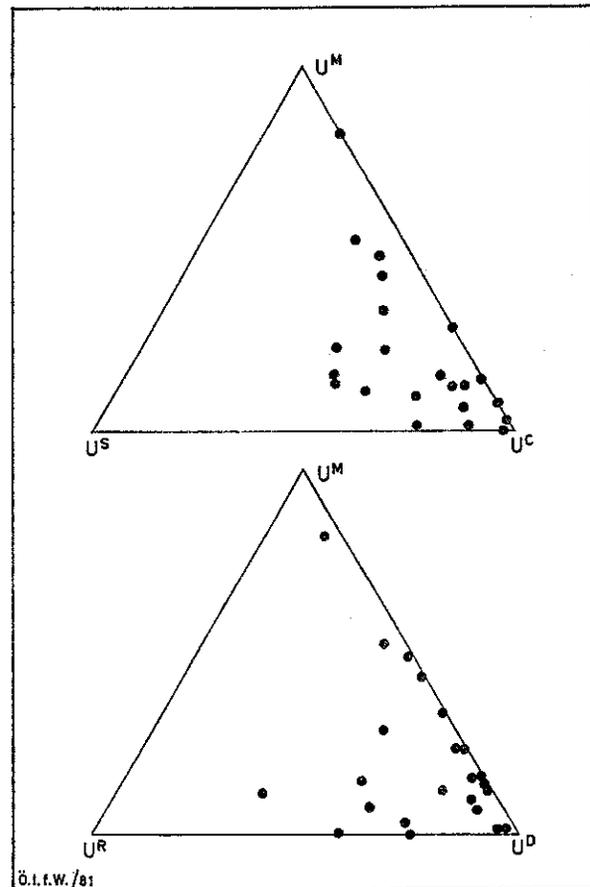
Die U^D -Koeffizienten, also der ‚disturbance‘-Anteil am Prognosefehler, liegen ungefähr in der Höhe der

U^C -Koeffizienten. Ihr Median und ihr Mittelwert betragen gegen 70%.

Die nachstehende graphische Darstellung vermittelt einen zusammenfassenden Überblick über die verschiedenen Anteile am Prognosefehler.

Abbildung 11

Trianguläre Darstellung der einzelnen Komponenten des Prognosefehlers (U^M , U^S , U^C bzw. U^M , U^R , U^D)



Die einzelnen Komponenten des Prognosefehlers jeder Variablen werden jeweils durch einen Punkt repräsentiert. Die meisten Punkte liegen weit entfernt von den U^S - und U^R -Ecken. Sie befinden sich näher bei den U^C - und U^D -Ecken als bei der U^M -Ecke. Diese Verteilung der Punkte veranschaulicht erneut die Tatsache, daß U^S und U^R im allgemeinen klein, U^C und U^D hingegen normalerweise groß sind.

Die größenmäßige Verteilung der einzelnen Komponenten des mittleren quadratischen Prognosefehlers zeigt deutlich, daß die Prognosemethode des Institutes noch verbessert werden kann. Das wäre dann nicht möglich, wenn der Prognosefehler nur noch aus einer nichtsystematischen Komponente besteht.

Wie im theoretischen Teil ausgeführt wurde, wäre eine lineare Korrektur eine Verbesserungsmöglichkeit. Es wurde daher untersucht, ob eine derartige Vorgangsweise bei der Institutsprognose zielführend sein könnte. Die Koeffizienten a und b der mittels der Methode der kleinsten Quadrate geschätzten Regression

$$A_i = a + bP_i$$

sind in den Spalten 6 und 7 der Übersicht 6 zu finden. Man sieht sofort, daß a von Null verschieden und mit Ausnahme von zwei Variablen positiv ist. Der Anstieg der Regressionsgeraden ist in den meisten Fällen kleiner als Eins. Nur bei sieben Variablen ist er größer als Eins. Die in den verschiedenen Prognose-Realisationsdiagrammen eindeutig festgestellte Tendenz der Institutsprognosen, tatsächliche Veränderungsrate zu unterschätzen, wird also durch eine Regression der realisierten auf die prognostizierten Veränderungen nicht entsprechend widerspiegelt. Wäre dies der Fall, dann hätte der Anstieg der Regressionsgeraden überwiegend größer als Eins sein müssen.

Eine Regression der prognostizierten auf die realisierten Veränderungen oder eine orthogonale Regression (hier wird der senkrechte Abstand eines jeden Punktes von der Regressionsgeraden minimiert) würde die Unterschätzungstendenz besser zum Ausdruck bringen. Will man allerdings lineare Korrekturen vornehmen, dann ist die hier verwendete Regression der realisierten Werte auf die prognostizierten vorzuziehen.

Im vorliegenden Fall sind allerdings die Ergebnisse nicht sehr ermutigend. Denn nur bei wenigen Variablen würde eine lineare Korrektur, die auf den obigen Schätzwerten für den Anstieg der Regressionsgeraden basiert, den Prognosefehler verkleinern. In einem weiteren Schritt wird versucht, ob sich lineare Korrekturen besser anwenden lassen, wenn man die Regressionsgerade durch den Ursprung legt. Eine derartige Vorgangsweise kann man damit rechtfertigen, daß bei manchen Variablen die Punktschwärme der Prognosen und Realisationen so stark streuen, daß die Anpassung einer Regressionsgeraden fast jedes Ergebnis liefern kann.

Zwingt man die Regressionsgerade durch den Ursprung, so erhält sie folgende Gestalt:

$$A_i = b'P_i$$

Der Regressionskoeffizient b' errechnet sich dann nach der Formel¹⁾:

$$b' = \frac{\sum P_i A_i}{\sum P_i^2}$$

Die Werte dieses Regressionskoeffizienten sind in der vorletzten Spalte von Übersicht 6 angegeben. Sie sind meist größer als Eins (bei 16 von 23 Variablen). Spezifiziert man die Regression zwischen realisierten und prognostizierten Veränderungen auf diese Weise, dann kommt die in den Prognose-Realisationsdiagrammen festgestellte Unterschätzungstendenz deutlich zum Ausdruck. Die Schätzwerte für den Regressionskoeffizienten können somit als Korrekturfaktor für die Institutsprognosen herangezogen werden.

Die Institutsprognosen könnten dementsprechend verbessert werden, indem man Variable, die unterschätzt wurden und deren b' -Koeffizienten größer als Eins sind, im Ausmaß $(b' - 1)$ nach oben korrigiert. Im vorliegenden Fall ergäbe sich für 16 Variable ein kleinerer quadratischer Prognosefehler. Analog könnte man überschätzte Variable, deren b' -Koeffizienten kleiner als Eins sind, nach unten revidieren. Die Prognosefehler von vier weiteren Variablen würden auf diese Weise verkleinert werden. Nur bei den restlichen drei Variablen, wo Prognose-Realisationsdiagramme und Regressionsansatz verschiedene Fehlschätzungstendenzen anzeigen (b' -Koeffizienten kleiner als Eins, wenn unterschätzt wird und umgekehrt), versagt das lineare Korrekturverfahren.

Die letzte Spalte der Übersicht 6 enthält die Werte für den Reihenkorrelationskoeffizient, der nach folgender Formel berechnet wurde:

$$\frac{\sum_{i=2}^7 (P_i - A_i - x)(P_{i-1} - A_{i-1} - y)}{\sqrt{\sum_{i=2}^7 (P_i - A_i - x)^2 \sum_{i=2}^7 (P_{i-1} - A_{i-1} - y)^2}}$$

wobei

$$x = \frac{1}{6} \sum_{i=2}^7 (P_i - A_i) \quad y = \frac{1}{6} \sum_{i=2}^7 (P_{i-1} - A_{i-1})$$

Wenn alle Reihenkorrelationskoeffizienten positiv oder negativ wären, ließen sich mit ihrer Hilfe die Prognoseergebnisse verbessern. Dann könnte man nämlich auf Grund des Prognosefehlers vom Vorjahr die Prognose für das laufende Jahr korrigieren. Die ausgewiesenen Werte haben aber keine einheitliche Tendenz. Für 12 Variable sind die Reihenkorrelationskoeffizienten negativ, für elf Variable positiv, der Median ist eine kleine negative Zahl. Trotzdem können Reihenkorrelationskoeffizienten Aufschlüsse über das Zustandekommen von Fehlprognosen geben. Kennt man mögliche Fehlerquellen, dann kann man danach trachten, sie in Zukunft zu vermeiden. Es wurden daher die Variablen mit einem besonders hohen Reihenkorrelationskoeffizienten — sowohl positiv als negativ — herausgegriffen, und zwar die

¹⁾ Vgl. *Theil*, Applied Economic Forecasting, a. a. O., S. 64.

Exporte im weiteren Sinn und das Masseneinkommen mit einem hohen positiven, privaten Konsum (real) und Spareinlagen mit einem hohen negativen Reihenkorrelationskoeffizienten.

Bei den *Exporten im weiteren Sinn* folgten auf kleine positive oder negative Abweichungen zwischen prognostizierten und realisierten Veränderungen, $P_t - A_t$, immer viel größere Differenzen zwischen diesen beiden Größen. Beschleunigung und Verlangsamung des Wachstums wurden also — abgesehen von einem Jahr — richtig prognostiziert, das Ausmaß der Schwankungen aber stark unterschätzt. Bei den *Masseneinkommen* hingegen reagierte die Prognose auf negative Abweichungen zwischen prognostizierten und realisierten Veränderungen überhaupt nicht. Bis zum Jahre 1968 wurden die Veränderungen der Masseneinkommen ständig unterschätzt. Das Ausmaß der Unterschätzung hatte ein ausgeprägtes Konjunkturmuster. In Rezessionsphasen näherten sich Prognosen und Realisationen, die negativen Abweichungen zwischen prognostizierten und realisierten Größen wurden kleiner. In Expansionsphasen dagegen klappten prognostizierte und realisierte Werte besonders stark auseinander. Beim *privaten Konsum (real)* folgte auf eine relativ kleine positive Abweichung der prognostizierten von der realisierten Veränderung eine große positive Differenz, weil eine Wachstumsverlangsamung nicht vorhergesagt wurde. Die Prognose für das nächste Jahr ließ sich von diesem Fehler anscheinend zu sehr beeinflussen und verpaßte den unteren Wendepunkt. Es wurde eine

Verlangsamung des Wachstums prognostiziert, tatsächlich trat schon wieder eine Belebung ein. In den drei darauffolgenden Jahren wiederholte sich dieser Prozeß. Bei den *Spareinlagen* bestand eine ausgeprägte Tendenz, die Schwankungen zu überschätzen. Wenn in einem Jahr die Veränderung besonders stark überschätzt wurde, hat man sie für das folgende Jahr besonders niedrig prognostiziert. Das führte dann prompt zu einer Unterschätzung der Entwicklung.

Prognosen und Realisationen in den einzelnen Jahren des Untersuchungszeitraumes

Die Überprüfung der Prognosegüte für einzelne Variable berücksichtigte nicht, für welches Jahr die Prognosen abgegeben wurden. In diesem Abschnitt wird untersucht, ob die Prognosequalität über die Zeit konstant war. Ein derartiger Versuch muß auf die Heterogenität der Variablen Bedacht nehmen. Bei einzelnen Variablen ist die Schwankungsbreite der Log-Veränderungen viel größer als bei anderen. Folglich sind auch die absoluten Werte der Prognosefehler für diese Variablen viel höher. Um Verzerrungen zu vermeiden, verwendet man Standardisierungen. Man benötigt doppelte Subskripte, um Variable und Jahre zu kennzeichnen: P_{it} und A_{it} stehen für die Prognose bzw. die Realisation der i -ten Variablen im t -ten Jahr.

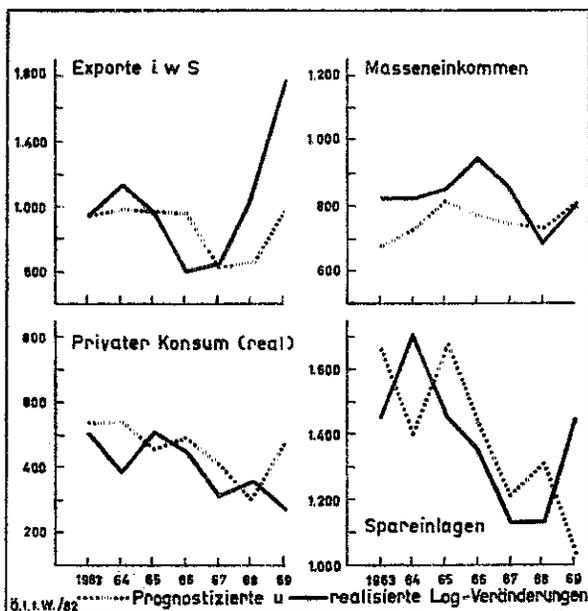
Die folgenden Prognose-Realisationsdiagramme für die Jahre 1963 bis 1969 basieren auf standardisierten Werten P_{it}^1 und A_{it}^1 für Prognosen und Realisationen¹⁾:

$$P_{it}^1 = \frac{P_{it}}{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{s=1}^n A_{is}^2}} \quad \text{und} \quad A_{it}^1 = \frac{A_{it}}{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{s=1}^n A_{is}^2}}$$

Bei den Interpretationen der Prognose-Realisationsdiagramme für einzelne Jahre muß berücksichtigt werden, daß nicht allen analysierten Variablen die gleiche wirtschaftliche Bedeutung zukommt. Das Brutto-Nationalprodukt hat viel größeres Gewicht als die übrigen Variablen, die zum Teil Komponenten des Brutto-Nationalproduktes, zum Teil Restgrößen sind. Das reale Brutto-Nationalprodukt wird daher in den Diagrammen besonders gekennzeichnet und auch in der Interpretation der Diagramme entsprechend hervorgehoben.

Die Prognose-Realisationsdiagramme der einzelnen Jahre weichen nicht übermäßig stark voneinander ab, obwohl von Jahr zu Jahr Unterschiede in der Prognosegüte festgestellt werden konnten. In den meisten Jahren bestand eine Tendenz zur Unterschätzung der Veränderungsraten. Die Veränderungs-

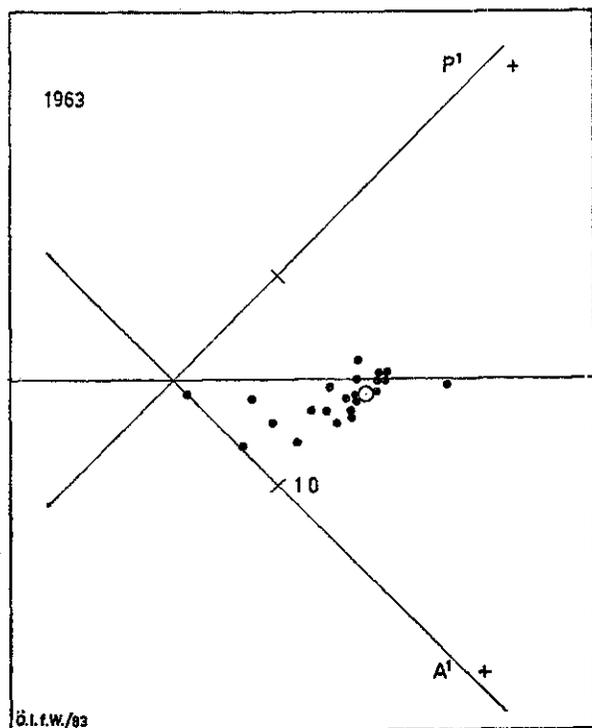
Abbildungen 12
Prognostizierte und realisierte Log-Veränderungen von Variablen mit besonders großen Reihenkorrelationskoeffizienten



¹⁾ H. Theil, Applied Economic Forecasting, a a O, S 65.

Abbildung 13

Prognose-Realisationsdiagramm für 1963



rate des realen Brutto-Nationalproduktes wurde in fünf der sieben Jahre des Untersuchungszeitraumes unterschätzt (in drei Fällen allerdings nur geringfügig). Das gilt insbesondere für das Jahr 1964 (sowohl für das Brutto-Nationalprodukt wie für seine Teilgrößen). Der Aufschwung wurde wohl vorhergesehen, sein Ausmaß aber — bei manchen Variablen ziemlich stark — unterschätzt. Ähnlich war es im Jahr 1968. Auch hier wurde der beginnende Aufschwung schon frühzeitig prognostiziert, das Ausmaß aber — wenn auch nicht so stark wie 1964 — unterschätzt. Der Konjunkturabschwung 1967 wurde richtig prognostiziert. Unter- und Überschätzungen halten sich in diesem Jahr ungefähr die Waage. Die Veränderungsrate des realen Brutto-Nationalproduktes wurde nahezu völlig richtig vorausgesagt.

Allgemein läßt sich sagen, daß das Institut die Konjunkturwendepunkte sehr früh erkannte, die Stärke des Aufschwunges aber unterschätzte. Diese Fehlschätzungen werden verständlich, wenn man bedenkt, daß im Zeitpunkt der Prognoseerstellung die Konjunkturindikatoren weder 1964 noch 1968 eine Konjunkturbelebung erwarten ließen. Unter diesen Aspekten waren die Prognosen des Institutes fast gewagt optimistisch.

Ähnlich wie bei der Untersuchung der Prognosegenauigkeit für einzelne Variable wird auch in diesem Abschnitt die graphische Darstellung durch eine

numerische Analyse ergänzt. Die verwendete Maßzahl¹⁾ erhält man durch Standardisierung mit der Quadratwurzel des mittleren quadratischen Prognosefehlers jeder Variablen ($RMSE_i$):

$$X_i^r = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m x_{it}^2$$

wobei

$$x_{it} = \frac{P_{it} - A_{it}}{RMSE_i}$$

und m die Anzahl der Variablen ist

Der Erwartungswert von X_i^r ist Eins. Jahre, für die $X_i^r < 1$ gilt, können als zufriedenstellend prognostiziert angesehen werden. Die Aussage, daß die Entwicklung im Jahr t besser prognostiziert wurde als im Jahr s , falls $X_i^r < X_i^s$ gilt, ist generell nicht haltbar. Es wäre nämlich denkbar, daß z. B. bei Anwendung der primitiven „no change“-Extrapolation gelte²⁾:

$$X_i^r < X_i^s, \text{ aber weiters } X_i^r > X_i^n \text{ und } X_i^r < X_i^n$$

wobei X_i^n die der Anwendung der naiven „no change“-Extrapolation entsprechende Maßzahl sei. Die obigen Ungleichungen besagen also, daß im Jahr t die primitive „no change“-Extrapolation bessere Prognoseergebnisse liefert. Im Jahr s hingegen wäre die verwendete Prognosemethode vorzuziehen gewesen. In diesem Fall wird man die Prognosen für das Jahr s als die besseren ansehen.

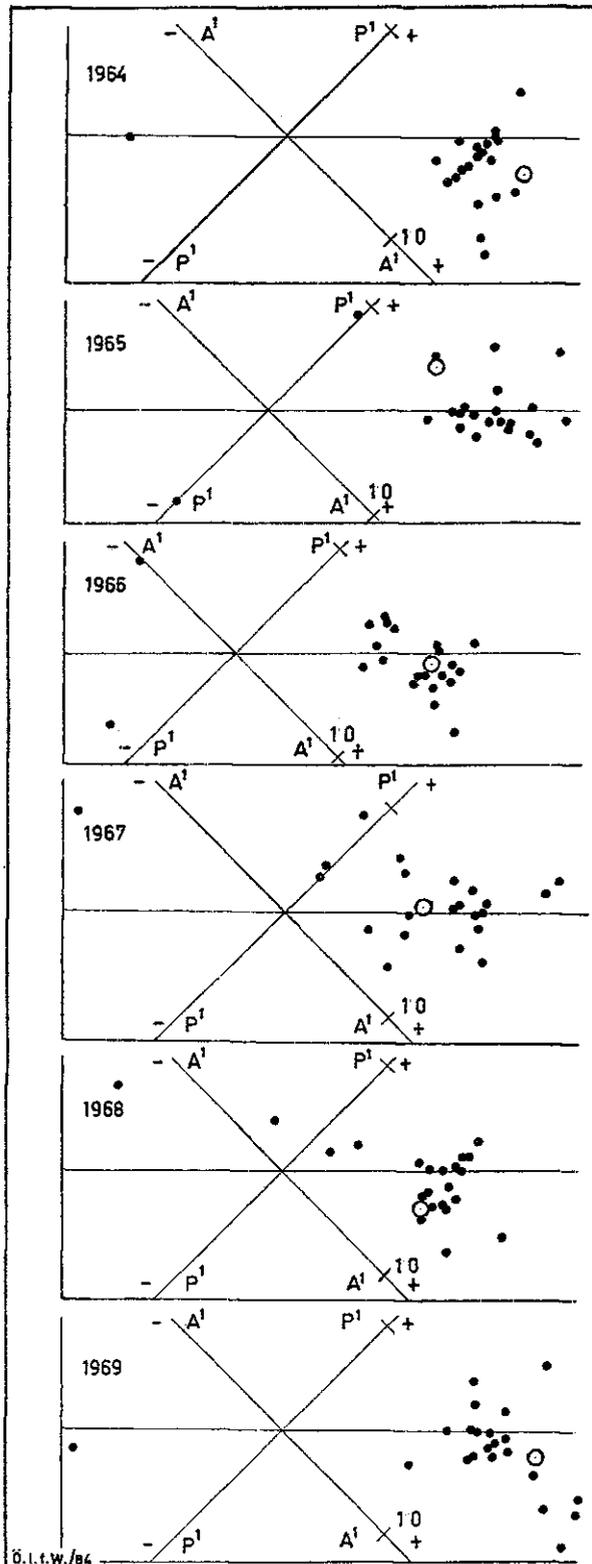
Es muß noch betont werden, daß es sich bei den in der folgenden Übersicht wiedergegebenen Werten von X^r (Institut), X^n (no change), X^a (average change) und X^l (last change) nicht um verschiedene Maßzahlen handelt, sondern um ein und dieselbe. Sie wird nur jeweils unter der Hypothese berechnet, daß eine der erwähnten Prognosemethoden angewandt wird.

Bei einem Vergleich zwischen Institutsverfahren und den drei konkurrierenden einfachen Methoden muß man vor allem zwei Tatbestände beachten. In einem derartigen Vergleich wird im nachhinein das Verfahren als das beste bezeichnet, das eine tatsächlich eingetretene Veränderungsrate am besten prognostiziert hat. Man vernachlässigt aber, daß diese Veränderungsrate im Zeitpunkt der Prognoseerstellung völlig unplausibel gewesen sein könnte. Dieses Vorgehen benachteiligt die Institutsmethode. Außerdem dürfte die Standardisierung mit den jeweiligen quadratischen Prognosefehlern die primitiven Verfahren (insbesondere die „no change“-Extrapolation) zusätzlich stark begünstigen. $X^r > X^n$ muß daher nicht unbedingt bedeuten, daß die Institutsprognose tatsächlich schlechtere Ergebnisse liefert als die naive „no change“-Extrapolation.

¹⁾ H. Theil, Applied Economic Forecasting, a. a. O., S. 72 f.
²⁾ Vgl. H. Winter, a. a. O.

Abbildung 14

Prognose-Realisationsdiagramme für 1964 bis 1969



Der Vergleich der Maßzahlen der Prognosegüte für einzelne Jahre zeigt, daß die X^r -Werte in vier der sieben Jahre unter Eins lagen. In diesen vier Jahren

Übersicht 7

Standardisierte RMS-Prognosefehler der 23 Variablen für den gesamten Untersuchungsbereich

	X^r	X^q	X^a	X^j
1963	0,80	0,97	0,73	0,92
1964	1,25	1,15	0,88	0,92
1965	0,85	1,03	1,05	0,91
1966	1,01	0,95	0,83	0,85
1967	0,98	0,81	1,19	1,13
1968	0,83	0,85	1,12	0,82
1969	1,09	1,19	1,10	1,32

lieferte die Institutsmethode sehr gute Ergebnisse. Der niedrigste Wert wurde für 1963 festgestellt. Das überrascht nicht weiter, weil für dieses Jahr schon korrigierte Werte herangezogen werden mußten. Gut waren auch die Prognosen für die Jahre 1965 und 1968. Im Jahre 1965 lieferte die Institutsmethode bessere Ergebnisse als die anderen drei Verfahren. Der Erfolg der Institutsmethode im Jahre 1968 wird durch die verwendete Maßzahl nicht voll gewürdigt. Der beginnende Aufschwung wurde vom Institut richtig prognostiziert, obwohl die Indikatoren im Prognosezeitpunkt auf keine Konjunkturbelebung hinwiesen. In drei der sieben Jahre des Untersuchungszeitraumes waren die X^r -Werte größer als Eins, 1966 allerdings nur geringfügig. Die etwas schwächeren Ergebnisse der Institutsmethode in diesem Jahr dürften mit dem speziell österreichischen Phänomen der Zwischenkonjunktoren zusammenhängen. In manchen Konjunkturzyklen war nach dem Höhepunkt der Aufschwungphase ein zweiter, weniger deutlich ausgeprägter Gipfel zu beobachten. 1966 herrschte eine derartige Zwischenkonjunktur; die Prognose dieser auch theoretisch noch nicht voll geklärten Erscheinung bereitete gewisse Schwierigkeiten. Der größte X^r -Wert wurde für 1964 festgestellt. In diesem Jahr dürften die verwendeten Maßzahlen die Institutsmethode am stärksten benachteiligen. Die Konjunkturlage wurde auch in diesem Jahr richtig erfaßt, nur hat man den Aufschwung ziemlich stark unterschätzt. Die Institutsprognose muß zumindest besser als die „no change“-Extrapolation gewesen sein. Auch im Jahr 1969 verleitet der X^r -Wert auf den ersten Blick zu einer Fehleinschätzung der Prognosegüte. Ein Vergleich mit den Werten der anderen drei Verfahren zeigt jedoch, daß die Institutsmethode noch immer die besten Ergebnisse brachte. Die Stärke des Aufschwunges 1969 wurde richtig geschätzt, er wurde nur falsch lokalisiert. Das Institut erwartete eine kräftige Zunahme der Investitionen und eine Belebung des privaten Konsums, beides trat nicht in erwartetem Umfang ein. Der Exportboom hingegen wurde nicht prognostiziert.

Interessant ist auch die Klärung der Frage, ob im Laufe der Jahre eine Tendenz zu besseren Prognosen zu erkennen war. Erstellt man eine Rangordnung

Übersicht 8

Rangordnung der standardisierten RMS-Prognosefehler für die analysierten Verfahren

Jahr	X_i^r	X_i^n	X_i^a	X_i^l
1963	2	4	1	3
1964	4	3	1	2
1965	1	3	4	
1966	4	3	1	2
1967	2	1	4	3
1968	2	3	4	1
1969	1	3	2	4
Summe	16	20	17	17

Summe der Koeffizienten aus Übersicht 7 6 81 6 95 6 90 6 87

Übereinstimmungskoeffizient von Kendall: $W = 0.546$.

für die X-Werte der analysierten Verfahren, so zeigt sich für die Institutsprognosen in den letzten Jahren eine Tendenz zu den besseren Rängen.

Auch der Wert des *Kendallschen* Übereinstimmungskoeffizienten ($W = 0.55$) läßt erkennen, daß die Verteilung der Ränge in den einzelnen Jahren des Untersuchungszeitraumes differierte. Die Institutsprognosen scheinen nach Überwindung gewisser Anfangsschwierigkeiten an Treffsicherheit gewonnen zu haben.

Internationaler Vergleich der Prognosegüte

Internationale Vergleiche der Prognosegüte hinken meistens deshalb, weil die Maßzahlen der Prognosegüte in den einzelnen Ländern für verschiedene Zeiträume berechnet wurden. Diese Einschränkung gilt auch für die vorliegende Arbeit. Andererseits gibt der internationale Vergleich wichtige Hinweise auf Güte und Brauchbarkeit einer Prognosemethode. Das ist auch der Grund, warum hier trotz des eingangs erwähnten Einwandes ein derartiger Vergleich gemacht wird.

Bisher wurden nur für Holland detaillierte Maßzahlen über die Prognosegüte publiziert. Die Niederländer erstellten ihre Prognosen mit Hilfe eines ziemlich aufwendigen ökonomischen Modells. Das Institut wendet im Vergleich dazu relativ primitive Methoden an. Wie die nachstehende Tabelle zeigt, weichen aber die durchschnittlichen Resultate trotz sehr unterschiedlicher Vorgangsweise nicht stark voneinander ab.

Die größten Unterschiede bestehen im Korrelationskoeffizienten zwischen prognostizierten und realisierten Werten, der für die Niederlande weit höher ist als für Österreich. Auch die Mediane der *U*-Koeffizienten differieren stark. Der Wert für Österreich beträgt nur etwas mehr als die Hälfte des niederländischen. Es dürfte nicht sehr sinnvoll sein, den Vergleich Niederlande—Österreich bis ins kleinste Detail durchzuführen. Eine grobe Gegenüberstellung

Übersicht 9

Vergleich zwischen österreichischen und niederländischen Maßzahlen für die Prognosegenauigkeit

Art der Maßzahl	Österreich	Niederlande
RMS-Prognosefehler (Median)	288	363
Korrelationskoeffizient (Median)	0.48	0.74
Median von <i>U</i>	0.30	0.56
Median von <i>W</i>	0.77	0.80
Median von U^M	0.13	0.24
Mittelwert von U^M	0.20	0.28
Median von U^S	0.10	0.07
Mittelwert von U^S	0.12	0.08
Median von U^C	0.72	0.61
Mittelwert von U^C	0.67	0.64
Median von U^R	0.04	0.03
Mittelwert von U^R	0.11	0.09
Median von U^D	0.73	0.66
Mittelwert von U^D	0.68	0.63

Q: H. Theil Applied Economic Forecasting a. a. O., S. 58 ff

zeigt, daß die Prognosen des Institutes jenen der niederländischen Planbehörde nicht nennenswert unterlegen sind. Es wird hier mit Absicht nicht behauptet, daß die beiden Prognosen qualitativ ungefähr gleichwertig seien, wie die Gegenüberstellung der Werte für die einzelnen Maße der Prognosegüte auf den ersten Blick vermuten ließe. Man muß nämlich berücksichtigen, daß sich bei diesem Vergleich die beiden Untersuchungsperioden nicht decken. Die niederländischen Prognosen beziehen sich auf den Zeitraum 1953 bis 1962, konjunkturell unruhige Jahre, in denen die künftige Wirtschaftsentwicklung nur sehr schwer prognostiziert werden konnte. Für Österreich hingegen war die Beobachtungsperiode (1963 bis 1969) weit homogener und daher leichter zu prognostizieren.

Um die Vergleichsbasis zu erweitern und gleiche Perioden gegenüberzustellen, wurden für mehrere OECD-Länder von einigen Variablen — soweit Daten greifbar waren — *Theilsche U*-Koeffizienten über die Periode 1964 bis 1969 berechnet. Sie wurden nach der Standardformel und nicht, wie das bei internationalen Vergleichen des öfteren geschieht, nach der älteren *Theilschen* Definition des Ungleichheitskoeffizienten (im theoretischen Teil dieser Arbeit mit dem Symbol *U'* bezeichnet) ermittelt. Alle verwendeten Daten sind reale Größen.

Es ist etwas problematisch, aus einer kleinen Stichprobe von nur vier Variablen Rückschlüsse auf die Qualität der Prognosen eines Landes zu ziehen. Die Ergebnisse sollten daher mit entsprechender Vorsicht betrachtet werden.

Die nachstehende Übersicht zeigt, daß in allen untersuchten Staaten das Brutto-Nationalprodukt und der private Konsum relativ gut prognostiziert wurden. Die Prognose der stärker schwankenden Variablen Industrie- und vor allem Brutto-Anlageinvesti-

Übersicht 10

Internationaler Vergleich von U-Koeffizienten für einige ausgewählte Variable

	Brutto-Nationalprodukt	Industrie- produktion	Privater Konsum	Brutto- Anlage- investitionen
Deutschland	0,50	0,63	0,45	0,70
Frankreich	0,21	0,47	0,22	0,34
Großbritannien	0,34	0,36	0,50	0,60
Italien	0,13	0,52	0,28	0,91
Österreich	0,32	0,49	0,29	0,65
USA	0,25	0,48	0,20	0,52

tionen bereitet jedoch in allen Ländern größere Schwierigkeiten. Die Prognosen des Institutes fallen auch in diesem internationalen Vergleich nicht ab. Nach einer genaueren Analyse der Rangordnung der einzelnen Länder wurden in Frankreich und den Vereinigten Staaten die besten Prognosen erstellt.

Übersicht 11

Rangordnung der untersuchten Länder nach der Größe der jeweiligen U-Koeffizienten

	Brutto-Nationalprodukt	Industrie- produktion	Privater Konsum	Brutto- Anlage- investitionen	Summe der Ränge
Deutschland	6	6	5	5	22
Frankreich	2	2	2	1	7
Großbritannien	5	1	6	3	15
Italien	1	5	3	6	15
Österreich	4	4	4	4	16
USA	3	3	1	2	9

Bei weitem am schlechtesten waren die Prognosen im Durchschnitt in Deutschland. Österreich lag im Mittelfeld in einer Gruppe mit Großbritannien und Italien. Es fällt auf, daß die Institutsprognosen — international gesehen — für die analysierten Variablen von konstanter Qualität waren. In Großbritannien und Italien wechselten Prognosen von ausgezeichneter Qualität mit solchen minderer Qualität ab. In Großbritannien wurde z. B. die Industrieproduktion am besten von allen untersuchten Ländern prognostiziert, wogegen für den privaten Konsum die schlechteste aller Länderprognosen erstellt wurde. Für Italien erreichte der U-Koeffizient des Brutto-Nationalproduktes den kleinsten Wert aller untersuchten Länder, während der U-Koeffizient der Brutto-Anlageinvestitionen — international gesehen — seinen größten Wert annahm.

Zusammenfassend läßt sich somit sagen, daß die Institutsprognosen, auch wenn man bei dem Vergleich die gleiche Beobachtungsperiode zugrunde legt, international gut bestehen können.

Die Hauptprognose und ihre vier Revisionen

Wie bereits erwähnt wurde, erstellt das Institut im Dezember eine Prognose über die Wirtschaftsentwicklung im kommenden Jahr. Diese Prognose (im

folgenden als Hauptprognose bezeichnet) wird im darauffolgenden Jahr zu vier Zeitpunkten (März, Juni, September und Dezember) revidiert. Es wird nun untersucht, ob bei diesen Revisionen durch die Berücksichtigung der neu anfallenden Information die Qualität der Prognosen erhöht wird, d. h. die Prognosefehler von Revision zu Revision kleiner werden.

Die Übersicht 12, S. 24, enthält die Log-Veränderungen der Variablen für die Hauptprognose und deren vier Revisionen in den Jahren 1964 bis 1969. Diesen Werten wurde die tatsächliche Veränderung des jeweiligen Jahres (Realisation) hinzugefügt. Da die Daten nicht für alle in den vorhergehenden Abschnitten analysierten Variablen greifbar waren, mußte die Untersuchung auf 20 Variablen beschränkt werden. Die Numerierung der Variablen aus den vorhergehenden Abschnitten wurde beibehalten.

Theoretisch müßten die Prognosefehler bei der Hauptprognose am größten und nach der vierten Revision am geringsten sein. Mit Hilfe einer Rangordnung der einzelnen Stufen je nach der absoluten Größe der jeweiligen Abweichung zwischen Prognose und Realisation kann man prüfen, ob dies zutrifft. Eine derartige Rangordnung für die einzelnen Variablen zeigt viele Schwankungen. Fälle, in denen die Prognosegüte von Revision zu Revision ständig zunimmt, sind eher die Ausnahme. Es wurden daher die Rangordnungen für die einzelnen Variablen kombiniert und für den Durchschnitt relative Häufigkeiten errechnet, mit denen die einzelnen Stufen die Ränge 1 bis 5 besetzen. Nun steigt die Qualität der Prognosen im Durchschnitt eindeutig von Revision zu Revision. Somit nimmt die Hauptprognose mit der größten Häufigkeit den 5. Rang ein. Sie erreicht aber auch oft den 4. Rang. In zwei Drittel aller Beobachtungen liegt die Hauptprognose auf einem dieser Plätze. Mit fortschreitenden Revisionen sinkt die Häufigkeit der schlechten Ränge deutlich, die der besseren Plätze nimmt zu. Die Dezemberrevision war schließlich mit mehr als der Hälfte der Beobachtungen auf dem ersten Platz vertreten. Die Übersicht 13 zeigt, daß die Elemente auf der Sekundär-diagonale am stärksten besetzt sind. Das deutet darauf hin, daß die Prognosegüte im Durchschnitt von Revision zu Revision zunimmt.

Übersicht 13

Relative Ranghäufigkeiten der Hauptprognosen und deren vier Revisionen

	Rang				
	1	2	3	4	5
Hauptprognose	0,12	0,11	0,11	0,24	0,42
Märzrevision	0,11	0,15	0,16	0,38	0,20
Junirevision	0,11	0,22	0,39	0,17	0,11
Septemberrevision	0,14	0,30	0,26	0,16	0,14
Dezemberrevision	0,55	0,15	0,12	0,07	0,11

Log-Veränderungen der analysierten Variablen für die Hauptprognose und deren vier Revisionen

Stufe	1964	1965	1966	1967	1968	1969	Stufe	1964	1965	1966	1967	1968	1969
1. Brutto-Nationalprodukt (nomineU)							12 Löhne und Gehälter (brutto)						
Hauptprognose	677	871	677	677	564	770	Hauptprognose	677	862	770	770	583	816
Märzrevision	816	908	733	611	545	807	Märzrevision	770	862	816	723	583	834
Junirevision	999	816	770	592	630	834	Junirevision	816	862	862	723	677	816
Septemberrevision	953	770	742	611	639	862	Septemberrevision	816	816	908	723	649	908
Dezemberrevision	953	770	742	649	620	917	Dezemberrevision	816	898	989	705	583	889
Realisation	871	871	825	630	545	935	Realisation	880	962	989	779	526	853
2. Brutto-Nationalprodukt (real)							13. Masseneinkommen (netto)						
Hauptprognose	440	488	411	315	227	488	Hauptprognose	723	816	770	742	723	797
Märzrevision	488	488	392	198	198	497	Märzrevision	770	816	770	677	742	816
Junirevision	535	392	440	198	315	526	Junirevision	770	816	770	677	788	816
Septemberrevision	583	392	440	198	334	535	Septemberrevision	770	816	862	723	760	853
Dezemberrevision	583	344	431	198	373	630	Dezemberrevision	770	807	917	742	714	834
Realisation	611	257	459	296	402	620	Realisation	825	853	944	853	686	797
3. Industrieproduktion							14. Unternehmereinkommen						
Hauptprognose	440	630	344	198	247	677	Hauptprognose	677	926	583	208	198	677
Märzrevision	535	630	296	50	100	677	Märzrevision	908	998	488	20	70	760
Junirevision	630	583	392	50	535	770	Junirevision	1 133	862	526	30	266	917
Septemberrevision	816	583	392	50	583	953	Septemberrevision	1 133	723	354	198	334	862
Dezemberrevision	770	440	363	50	677	1 099	Dezemberrevision	1 178	488	159	325	402	1 099
Realisation	751	363	411	0	723	1 080	Realisation	742	516	392	315	80	1 213
4. Privater Konsum (nomineU)							15. Warenexporte (nomineU)						
Hauptprognose	770	770	723	742	583	714	Hauptprognose	630	862	816	488	630	866
Märzrevision	770	770	733	677	583	733	Märzrevision	677	908	816	488	630	898
Junirevision	751	770	733	677	677	658	Junirevision	677	953	770	488	751	1 115
Septemberrevision	770	770	797	649	639	583	Septemberrevision	677	1 044	573	602	733	1 635
Dezemberrevision	723	770	797	649	639	583	Dezemberrevision	862	962	516	723	834	1 989
Realisation	677	843	649	630	583	545	Realisation	862	1 017	507	714	953	1 931
5. Privater Konsum (real)							16. Warenimporte (nomineU)						
Hauptprognose	535	450	488	411	296	469	Hauptprognose	723	999	908	733	488	889
Märzrevision	488	440	440	344	296	469	Märzrevision	630	998	908	392	507	962
Junirevision	488	440	459	344	392	392	Junirevision	770	1 044	1 178	149	639	926
Septemberrevision	440	440	583	344	392	296	Septemberrevision	770	908	1 195	80	564	1 099
Dezemberrevision	392	440	554	334	421	296	Dezemberrevision	998	1 071	1 169	-171	797	1 222
Realisation	383	507	450	315	354	276	Realisation	1.062	1 204	1 026	- 80	779	1 240
6. Öffentlicher Konsum (nomineU)							17. Beschäftigte						
Hauptprognose	583	788	770	770	583	953	Hauptprognose	40	70	-70	- 40	-30	60
Märzrevision	677	862	770	770	583	1 044	Märzrevision	50	50	-50	- 40	-30	60
Junirevision	—	862	770	770	770	1 133	Junirevision	50	50	-50	- 70	-60	60
Septemberrevision	953	770	770	770	770	1 133	Septemberrevision	50	50	-40	-111	-80	100
Dezemberrevision	998	770	770	1 222	770	1 133	Dezemberrevision	100	80	10	-111	-90	80
Realisation	1.080	853	1.080	1.248	862	1 142	Realisation	90	70	20	-111	-90	80
7. Öffentlicher Konsum (real)							18. Arbeitsuchende						
Hauptprognose	198	392	296	296	198	198	Hauptprognose	-704	-566	0	159	488	-715
Märzrevision	296	392	296	296	198	247	Märzrevision	-513	149	-367	218	889	-619
Junirevision	392	392	296	296	296	344	Junirevision	-513	50	-566	218	862	-481
Septemberrevision	392	296	296	296	296	344	Septemberrevision	-513	50	-513	159	953	-780
Dezemberrevision	630	296	296	296	296	344	Dezemberrevision	-513	20	-471	459	980	-587
Realisation	611	-121	325	431	383	334	Realisation	-704	- 10	-576	488	898	-587
8. Brutto-Anlageinvestitionen (nomineU)							19. Kommerzielle Kredite						
Hauptprognose	488	1.151	630	620	392	953	Hauptprognose	935	1.748	1.398	1.310	1.044	1.186
Märzrevision	816	1.178	751	630	392	953	Märzrevision	1 133	1 823	1.398	1.133	1.044	1 266
Junirevision	—	908	1.044	488	488	1 133	Junirevision	1.133	1.823	1 484	1.133	953	1 266
Septemberrevision	1 044	862	1 099	545	392	953	Septemberrevision	1.133	1.740	1.570	1.133	953	1 570
Dezemberrevision	1.133	862	1 062	392	208	971	Dezemberrevision	1 527	1.655	1.655	862	998	1 570
Realisation	1.026	1 213	996	315	208	751	Realisation	1 536	1 672	1 484	862	1 044	1 544
9. Brutto-Anlageinvestitionen (real)							20. Geldvolumen						
Hauptprognose	198	816	344	198	100	770	Hauptprognose	564	770	620	677	488	686
Märzrevision	392	770	450	198	100	770	Märzrevision	583	807	583	450	630	677
Junirevision	488	488	770	100	198	953	Junirevision	677	807	770	450	535	723
Septemberrevision	488	440	770	100	100	770	Septemberrevision	677	770	862	450	723	807
Dezemberrevision	816	440	695	0	90	677	Dezemberrevision	816	677	583	535	440	733
Realisation	733	545	686	-10	-121	469	Realisation	602	834	450	677	677	770

Übersicht 12, Fortsetzung

Stufe	1964	1965	1966	1967	1968	1969
22. Verbraucherpreisindex mit Saisonprodukten						
Hauptprognose	247	392	247	507	373	315
Märzrevision	344	344	247	478	373	315
Junirevision	344	440	178	402	315	315
Septemberrevision	344	440	178	402	296	315
Dezemberrevision	392	469	218	392	315	296
Realisation	373	488	218	392	276	305

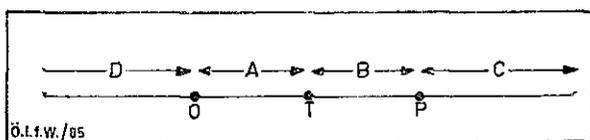
Stufe	1964	1965	1966	1967	1968	1969
23. Verbraucherpreisindex ohne Saisonprodukte						
Hauptprognose	296	344	296	488	344	276
Märzrevision	488	344	296	469	344	276
Junirevision	488	344	276	402	296	276
Septemberrevision	488	392	305	402	296	276
Dezemberrevision	488	334	334	411	276	286
Realisation	488	334	363	411	296	286

Es gibt vier Arten von Revisionen. Man kann sie am besten an einem Beispiel verdeutlichen, und zwar wird hier die Prognose des Brutto-Nationalproduktes (real) im Jahre 1969 verwendet. Die Werte für die Prognosestufen 1 bis 6 lauten:

488 497 526 535 630 620

Die 1. Revision (von 488 auf 497) trifft die Richtung und verkleinert den Prognosefehler, aber das Ausmaß ist zu gering. Eine derartige Revision soll als Fall A bezeichnet werden. Die 2. und 3. Revision gehören in die gleiche Kategorie. Die 4. Revision (von 535 auf 630) hat ebenfalls die richtige Tendenz, aber das Ausmaß der Korrektur ist zu groß. Der Prognosefehler ist jedoch dem absoluten Wert nach kleiner als derjenige der vorigen Revision (Fall B). Es wäre denkbar, daß eine Revision die Richtung trifft, aber so weit über das Ziel schießt, daß der neue Prognosefehler absolut größer ist als der vor der Revision (Fall C). Schließlich kann die Revision auch in die falsche Richtung gehen (Fall D). Diese vier Arten von Revisionen lassen sich durch eine einfache graphische Darstellung illustrieren (1):

Abbildung 15



In dieser Skizze symbolisiert O die ursprüngliche Prognose, T die tatsächliche Veränderung. Der Punkt P wird so gewählt, daß $OT = TP$. Die durch Pfeile angezeigten Strecken illustrieren die vier Arten der Fehländerungen im Revisionsverfahren.

Dieses Instrumentarium wird auf die Institutsprognosen und ihre Revisionen angewendet. Die Einzelergebnisse sind in der nachstehenden Übersicht zu finden. Von den gesamten Revisionen ist der überwiegende Teil (56%) der Kategorie A zuzurechnen. Es dominieren also eindeutig Revisionen, die die Richtung trafen, deren Ausmaß aber zu gering ausfiel. Auf Revisionen, die über das Ziel hinauschos-

sen, aber dennoch den Prognosefehler verringerten, entfallen 13%. Insgesamt haben somit fast 70% aller Revisionen die Prognose verbessert. Nur 30% aller Revisionen sind als Mißerfolge zu werten. In den meisten Fällen (25%) waren es Revisionen, die in die falsche Richtung gingen (Fall D).

Übersicht 14

Relative Häufigkeiten für die vier Kategorien von Revisionen

Revision	A	B	C	D	Erfolgreich	Fehlgeschlagen	Zahl der Beobachtungen
Märzrevision	0.61	0.07	0.05	0.27	0.68	0.32	81
Junirevision	0.58	0.08	0.11	0.23	0.66	0.34	78
Septemberrevision	0.53	0.06	0.06	0.35	0.59	0.41	71
Dezemberrevision	0.53	0.26	0.02	0.19	0.79	0.21	90
Alle Revisionen	0.56	0.13	0.06	0.25	0.69	0.31	320

Die Zahl der erfolgreichen Revisionen war bei der vierten Revision im Dezember am größten (79%). Das überrascht nicht, weil zu diesem Zeitpunkt die meisten Informationen vorliegen. Weniger plausibel ist die Tatsache, daß die größte Anzahl von fehlgeschlagenen Revisionen bei der dritten Revision im September zu beobachten ist. Die Entwicklung im 1. Halbjahr des jeweiligen Jahres und insbesondere Saisoneinflüsse scheinen zu falschen Schlußfolgerungen zu führen. Ohne genauere Untersuchung des Saisonmusters der einzelnen Reihen sind darüber allerdings nur vage Vermutungen möglich. Von den März- und Junirevisionen verbesserten zwei Drittel die Prognose. Großteils sind es wieder Revisionen, die wohl die Richtung treffen, deren Ausmaß aber zu gering ist. Diese Revisionen (Fall A) erreichen in der Märzrevision den höchsten Anteil (61%). Die Revisionen, die so weit über das Ziel schießen, daß sie zu einem größeren Absolutbetrag des Prognosefehlers führen, sind im Juni mit Abstand am häufigsten anzutreffen. Die Ursache dürfte in einer Art Überkompensation liegen. Man hatte vielleicht das Gefühl, daß die Prognose in einem bestimmten Jahr nicht hoch genug oder zu wenig tief angesetzt wurde, und die Daten für das I. Quartal bestätigen diesen Verdacht. Im Bestreben diesen Fehler auszugleichen, wird die Korrektur zu hoch veranschlagt. Auch hier könnte eine Vernachlässigung der Saisoneinflüsse mitwirken. Eine Rolle könnte auch spielen, daß Re-

1) H. Theil, Applied Economic Forecasting, a. a. O., S. 144

visionen im März in möglichst engen Grenzen gehalten und erst im Juni in vollem Umfang durchgeführt werden.

Eine weitere Analyse beschäftigt sich mit der Frage, ob sich die Verteilung der Unterschätzungen bzw. Überschätzungen der Veränderungen sowie die Häufigkeit der Wendepunktfehler im Zuge der Revisionen ändert. Wendepunktfehler im strengen Sinn der Definition liegen allerdings so selten vor, daß die Analyse in dieser Hinsicht keine großen Einblicke vermittelt. Die relative Häufigkeit der Wendepunktfehler ist sehr gering und bis zur Septemberrevision konstant. Erst nach der Dezemberrevision nimmt sie ab. Die ausgeprägte Tendenz der Institutsprognosen zur Unterschätzung der Veränderungen nimmt nach der Märzrevision sogar leicht zu. Erst nach der Junirevision läßt sie nach. Das Verhältnis von Unterschätzungen zu Überschätzungen beträgt in der Märzrevision mehr als 2:1. Es sinkt dann nach der Junirevision auf 1:7:1 und weiter auf 1:3:1 nach der Septemberrevision. Nach der Dezemberrevision ist nur noch ein leichter Bias in Richtung Unterschätzung festzustellen.

Übersicht 15

Relative Häufigkeiten für Unter- und Überschätzungen der Veränderungen sowie Wendepunktfehler

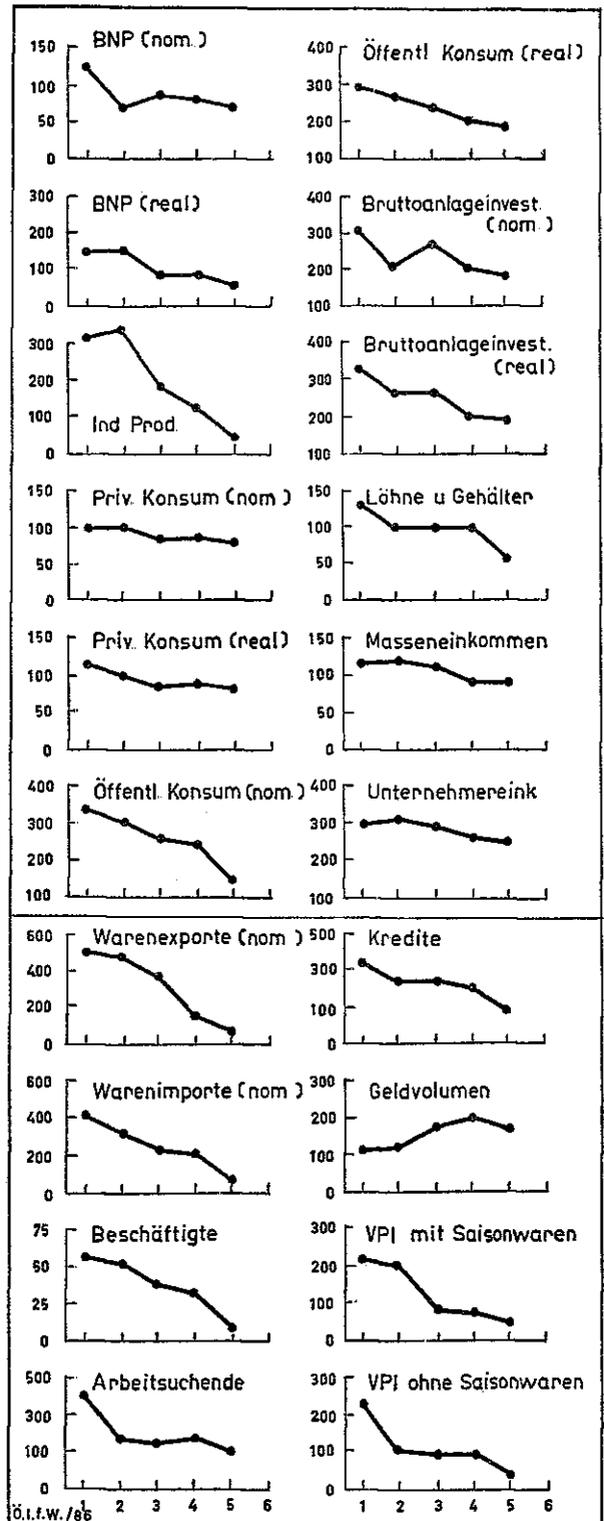
Stufe	Unterschätzung der Veränderung	Überschätzung der Veränderung	Wendepunktfehler	Zahl der Beobachtungen
Hauptprognose	0,62	0,33	0,05	120
Märzrevision	0,64	0,31	0,05	120
Junirevision	0,60	0,35	0,05	118
Septemberrevision	0,53	0,42	0,05	120
Dezemberrevision	0,50	0,47	0,03	120

Die Revisionen verringerten bei allen Variablen mit Ausnahme des Geldvolumens den mittleren quadratischen Prognosefehler. Besonders erfolgreich waren die Revisionen für Industrieproduktion (allerdings erst von der Junirevision an), Brutto-Nationalprodukt (real), Warenexport und -import, Beschäftigte und beide Verbraucherpreisindizes. Die Revisionen für das Geldvolumen ergaben nach jeder Revision einen größeren Prognosefehler, als er vorher zu beobachten war. Nicht sehr wirksam waren auch die Revisionen für den privaten Konsum (sowohl nominell als auch real), das Masseneinkommen und die Unternehmereinkommen.

Zum Abschluß wird noch kurz auf die Frage eingegangen, ob der Prognosefehler von Revision zu Revision mehr oder weniger gleichmäßig abnahm oder ob einzelne Revisionen besonders erfolgreich waren. Für diesen Zweck wird für jede Variable das Verhältnis der mittleren quadratischen Prognosefehler von Stufe h und Stufe k errechnet. Von diesen Brüchen werden die Mediane über alle Variable er-

Abbildung 16

RMS-Prognosefehler von 20 Variablen für die Hauptprognose und deren vier Revisionen



mittelt. (Die Anzahl der untersuchten Variablen wurde hierfür auf 19 beschränkt. Um zu einer ungeraden Zahl von Variablen zu kommen, wurde der Verbraucherpreisindex mit Saisonprodukten aus der Betrachtung

Übersicht 16

RMS-Prognosefehler von 20 Variablen für die Hauptprognose und deren vier Revisionen

Variable	Haupt- prognose	März- prognose	Jun- Revision	Sept- Revision	Dez- Revision
1. Brutto-Nationalprodukt (nominell)	122	70	83	80	71
2. Brutto-Nationalprodukt (real)	149	152	80	82	57
3. Industrieproduktion	319	338	181	122	48
4. Privater Konsum (nominell)	100	99	83	86	79
5. Privater Konsum (real)	114	98	72	68	59
6. Öffentlicher Konsum (nominell)	339	309	258	244	141
7. Öffentlicher Konsum (real)	288	266	236	204	183
8. Brutto-Anlageinvestitionen (nominell)	303	205	264	198	180
9. Brutto-Anlageinvestitionen (real)	328	260	264	196	133
12. Löhne und Gehälter	131	99	98	94	55
13. Masseneinkommen	116	120	113	89	90
14. Unternehmereinkommen	295	306	287	258	246
15. Warenexporte (nominell)	494	477	370	177	59
16. Warenimporte (nominell)	416	321	229	212	74
17. Beschäftigte	57	52	38	32	7
18. Arbeitsuchende	394	173	145	179	97
19. Kredite	342	239	240	207	73
20. Geldvolumen	113	116	174	198	166
22. Verbraucherpreisindex mit Saisonprodukten	221	198	80	73	48
23. Verbraucherpreisindex ohne Saisonprodukte	223	102	89	83	35

Die in Spalte 1 dieser Übersicht enthaltenen RMS-Prognosefehler weichen von den in Übersicht 4 enthaltenen Werten ab, weil sie für unterschiedliche Zeiträume berechnet wurden.

tung ausgeschaltet.) Die gesuchten Mediane wurden nach folgender Formel errechnet:

$$Med \left[\frac{n_h^{-1} \sum_i (x_{iht} - x_{it})^2}{n_k^{-1} \sum_i (x_{ikt} - x_{it})^2} \right]^{1/2}$$

worin x_{iht} die prognostizierte Log-Veränderung der i -ten Variablen auf der h -ten Stufe und x_{it} die realisierte Log-Veränderung dieser Variablen sind. n (die Zahl der Beobachtungen) ist in diesem Fall gleich 6.

Die Übersicht 17 bringt die entsprechenden Werte für diese Mediane.

Übersicht 17

Mediane für die Brüche der RMS-Prognosefehler von 19 Variablen

Stufe k	Haupt- prognose	März- prognose	Stufe h Jun- Revision	Sept- Revision	Dez- Revision
Hauptprognose	1	0,91	0,75	0,61	0,42
Märzrevision		1	0,87	0,81	0,56
Junirevision			1	0,93	0,67
Septemberrevision				1	0,70
Dezemberrevision					1

Die Prognosefehler verringern sich von der Hauptprognose bis nach der Dezemberrevision um fast 60%. Die Abnahme verteilt sich nicht gleichmäßig auf alle vier Revisionen. Besonders groß ist sie (30%) nach der Dezemberrevision. Die Septemberrevision hingegen verbessert die Prognosen nur sehr wenig.

Zusammenfassung der Ergebnisse

Das Institut liefert im großen und ganzen gute Prognosen, obwohl es ein relativ einfaches Verfahren anwendet. Es besteht die Tendenz, die Veränderungsrate der einzelnen Variablen zu unterschätzen. Besonders stark ist sie in Jahren der Hochkonjunktur ausgeprägt. Wendepunktfehler im strengen Sinn der Definition (Vorzeichen von Prognose und Realisation sind verschieden) kommen kaum vor, weil sich die Wirtschaft im Untersuchungszeitraum fast ständig aufwärts entwickelte. Für die Beurteilung der Prognosegüte an Konjunkturwendepunkten wurden daher die ersten Differenzen der Veränderungsrate herangezogen. Dieses Kriterium ist etwas zu streng und läßt die Institutsprognosen in einem zu schlechten Licht erscheinen. Auch ist zu berücksichtigen, daß sich die Wendepunktfehler in den Jahren 1965 und 1966 häuften. Das geht vermutlich zumindest teilweise auf die Zwischenkonjunktur im Jahre 1966 zurück. Seither hat die Zahl der Wendepunktfehler stark abgenommen. Die Qualität der Prognosen für die einzelnen Variablen ist sehr unterschiedlich; guten Prognosen für bestimmte Variable stehen systematische Fehlschätzungen für andere gegenüber.

Der Prognosefehler der Institutsmethode betrug durchschnittlich nur 30% des Fehlers der primitiven 'no change'-Extrapolation, die allerdings kein strenges Kriterium für die Beurteilung der Prognosegüte ist.

Aber auch wenn man eine praktisch anwendbare Variante der 'average change'-Extrapolation und die 'last change'-Extrapolation als Beurteilungskriterium heranzieht, liefert die Institutsmethode bessere Prognosen. Der Prognosefehler der Institutsmethode beträgt im Durchschnitt ungefähr 80% desjenigen der 'last change'-Extrapolation und 90% der praktisch realisierbaren 'average change'-Methode. Nur wenn man die durchschnittliche Veränderung im gesamten Vergleichszeitraum berücksichtigt, ist die 'average change'-Methode gleichwertig.

Spaltet man den Prognosefehler in seine Komponenten auf, so erkennt man, daß die Institutsprognosen manchmal systematische Fehler enthalten: Der Biasanteil am Prognosefehler ist im Durchschnitt von Null verschieden, die Institutsprognosen sind also nicht völlig unverzerrt. Auch die Varianzanteile sind von Null verschieden; das deutet darauf hin, daß die Schwankungsbreite der Veränderungsrate fehlergeschätzt wird. Diesem zweiten Fehler kommt wahrscheinlich etwas geringere Bedeutung zu als dem Biasanteil. Die Prognosemethode des Institutes ist noch verbesserungsfähig. Denn erst wenn der Prognosefehler nur noch aus einer Zufallskomponente

besteht, sind alle Verbesserungsmöglichkeiten für eine bestimmte Prognosemethode erschöpft.

Eine Möglichkeit, die Institutsprognosen zu verbessern, wäre eine lineare Korrektur. Eine andere Möglichkeit, den Prognosefehler des Vorjahres zur Korrektur der diesjährigen Prognosen heranzuziehen, erwies sich als nicht gangbar, da das Vorzeichen der Reihenkorrelationskoeffizienten ständig wechselte. Die Berechnung von Reihenkorrelationskoeffizienten deckt aber verschiedene Prognosefehlerarten auf.

Ein Test der Prognosegüte für die einzelnen Jahre zeigt, daß die Prognosen für die Jahre 1965 und 1968 am besten waren. Relativ schlecht waren sie insbesondere in den Jahren 1964 und 1966. Die Ursache könnte teilweise im Phänomen der Zwischenkonjunktoren liegen, zum Teil aber in einer zu großen Vorsicht bei der Erstellung der Prognosen. Die Analyse der Prognosen für einzelne Jahre läßt eine gewisse Tendenz zu besseren Institutsprognosen erkennen. Ein Vergleich der Institutsprognosen mit jenen einiger OECD-Länder deutet darauf hin, daß die Institutsprognosen nicht schlechter sind als die der ausländischen Staaten. Das Institut erstellt Prognosen, die qualitativ ungefähr jenen britischer und italienischer Prognoseinstanzen entsprechen. Auch ein Vergleich Niederlande—Österreich — nur für diese beiden

Staaten liegen die *Theilschen* Maßzahlen der Prognosegenauigkeit in detaillierter Form vor — beweist, daß die Institutsprognosen kaum von schlechterer Qualität als die der holländischen Planbehörde sind.

Gegen Ende der Arbeit wird noch untersucht, ob bei der Prognosemethode des Institutes mehr Informationen zu besseren Prognosen führen. Diese Frage kann eindeutig bejaht werden. Erstellt man eine Rangordnung der Hauptprognose und ihrer vier Revisionen, so zeigt sich deutlich, daß die Qualität der Hauptprognose im Durchschnitt am schlechtesten ist. Der Absolutbetrag der Abweichung zwischen Prognose und Realisation nimmt von Revision zu Revision ab. Nicht alle vier Revisionen sind von gleicher Wirksamkeit. Dem tatsächlichen Ergebnis am nächsten kommt erwartungsgemäß die Dezemberrevision, weil in diesem Zeitpunkt die meisten Informationen vorliegen. Etwas überraschend ist der geringe Effekt der Septemberrevision. In diesem Zeitpunkt wurde die größte Zahl von fehlgeschlagenen Korrekturen beobachtet. Die Korrekturen treffen vorwiegend die Richtung, doch ist ihr Ausmaß zu gering. Die Revisionen verringerten mit einer einzigen Ausnahme bei allen analysierten Variablen den quadratischen Prognosefehler.

Gerhard Thury