

## **Die Prognosen für 1988 im Rückblick: Der Börsenkrach vom 19. Oktober 1987 und seine gesamtwirtschaftlichen Folgen<sup>1</sup>**

Von Ullrich Heilemann<sup>2</sup>, Essen

Sollte das Jahr 1988 in die Wirtschaftsgeschichte der Bundesrepublik eingehen, dann vermutlich vor allem aus zwei Gründen: zum einen wegen des aus konjunkturzyklischer Perspektive und vor dem Hintergrund des Börsenkrachs vom 19. Oktober 1987 relativ kräftigen Wachstums; zum anderen, weil dies von den prominenten Prognosen erst sehr spät erkannt wurde. Vor allem letzteres ist Anlaß, sich im folgenden den Prognosen für 1988 in der Rückschau zuzuwenden.

Drei Fragen stehen dabei im Mittelpunkt: Erstens liegen die Prognosefehler inner- oder außerhalb jener Bandbreiten, die aufgrund der bisherigen Erfahrungen zu erwarten waren? Zweitens lassen sich die Fehler allen Teilen der Prognosen gleichermaßen zuordnen oder konzentrieren sie sich auf einzelne Teilbereiche? Die Antworten gäben Hinweise auf mögliche Besonderheiten der beobachteten konjunkturellen Dynamik und auf jene Elemente der Prognosen, deren Erklärungen insbesondere zu überprüfen wären. Schließlich stellt sich drittens die Frage, ob die Annahmen oder die Hypothesen für die Prognosefehler verantwortlich sind. Auch die Beantwortung dieser Frage hätte unter Umständen Konsequenzen für die künftige Prognosearbeit. Naturgemäß läßt sich diese Frage nur für „wissenschaftliche“ Prognosen beantworten, d. h. solche, die explizit zwischen Annahmen und Hypothesen unterscheiden (*Hempel-Oppenheim'sches* Prognose-Deduktionsschema – vgl. z. B. Heilemann 1981, S. 35 ff.). Zwar läßt sich argumentieren, diese Frage sollte in erster Linie für den Prognostiker von Interesse sein, vielen Prognoseadressaten sei es dagegen relativ gleichgültig, wo Prognosefehler ihren Ursprung hätten, und in der Tat unternehmen ja auch nur

---

<sup>1</sup> Eine kürzere Fassung der Arbeit wurde auf der „Second International Conference on Econometric Decision Models“, Hagen 1989, vorgetragen.

<sup>2</sup> Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung (RWI). Für kritische Anmerkungen zu einer früheren Fassung bin ich Prof. *David Belsley*, Boston College und M.I.T., *Kenneth Wallis*, University of Warwick und Macroeconomic Modelling Bureau, Dr. *Eugen Neuthinger*, Bundesministerium der Finanzen, sowie einem anonymen Gutachter dieser Zeitschrift besonders zu Dank verpflichtet.

wenige Analysen den Versuch, zwischen diesen beiden Ursachen zu unterscheiden. Im Fall wissenschaftlicher Prognosen heißt dies jedoch, auf methodischen Fortschritt zu verzichten.

Es liegt nahe, zusätzlich die Frage einer nutzentheoretischen Bewertung der Prognosefehler zu stellen. Während eine solche Bewertung zumindest prinzipiell für den „wahrheitsuchenden Wissenschaftler“ möglich ist (*Menges* 1975, S. 5 f.), fehlen bei anderen Prognoseadressaten in der Regel entsprechende Möglichkeiten. Hilfsweise läßt sich freilich darüber spekulieren, wie sich z. B. Bundesregierung oder Bundesbank bei Vorliegen „richtiger“ Prognosen für 1988 verhalten hätten. Erstere hatte den pessimistischen Prognosen zur Jahreswende jedoch von Anfang an ein optimistischeres Bild entgegengehalten, dessen ungeachtet aber auch ein Stabilisierungsprogramm beschlossen<sup>3</sup>. Vermutlich hätte sie selbst auf diese Aktivität bei Kenntnis der tatsächlichen Entwicklung verzichtet. Ähnlich mögen die Dinge bezüglich der Politik der Deutschen Bundesbank liegen<sup>4</sup>. Kurz, auch (Prognose-)nutzentheoretische Überlegungen legen eine Auseinandersetzung mit den Prognosen für 1988 nahe.

Die folgenden Ausführungen gehen der Frage nach der Genauigkeit der Prognosen für 1988 im Kontext eines ökonometrischen Modells nach, genauer, des RWI-Konjunkturmodells bzw. einer Prognose mit diesem Modell vom Dezember 1987. Die Ursprünge der Analyse der Prognosequalität ökonometrischer Modelle reichen lange zurück (vgl. z. B. *Evans, Haitovsky, Treyz, Su* 1972; *Heilemann* 1981, S. 23 ff.). In erstens systematischer und regelmäßiger Weise und zweitens stärker „Fall“- statt „Durchschnitts“-orientierter Betrachtung geschieht dies allerdings erst seit Beginn der 80er Jahre (*Wallis* (ed.) 1986; *McNees* 1989, S. 43). Was das RWI-Konjunkturmodell betrifft, so bildet eine entsprechende Analyse seit einigen Jahren die Grundlage einer jeden Prognose (*Heilemann* 1985; 1989). Von Studien der Prognosegenauigkeit bei anderen Modellen unterscheidet sich die vorliegende Untersuchung vor allem insofern, als nicht nur nach exogenen, sondern detailliert auch nach möglichen endogenen Ursachen der Prognosefehler gefragt wird.

<sup>3</sup> Vgl. Bundesregierung (Hrsg.) 1988, S. 40 ff. Am 2. Dezember 1987 hatte die Bundesregierung eine „Initiative zur Stärkung des Wachstums“ beschlossen. Ansatzpunkt der Maßnahme (Zinssubventionen) und Volumen bzw. Dauer (Belastung des Bundeshaushalts mit 2,6 Mrd. DM verteilt über 10 Jahre) ließen jedoch vermuten, daß es damit vor allem darum ging, internationalen Forderungen nach expansiver Politik der Bundesrepublik die Spitze zu brechen. Vgl. dazu auch *Helmstädter* 1987.

<sup>4</sup> Vgl. dazu die – allerdings sehr zurückhaltenden – Hinweise im Geschäftsbericht 1988 der Deutschen Bundesbank (1989 a, S. 36). Mindestens zum Teil in die gleiche Richtung deutet auch die Tatsache, daß der Diskontsatz von November bis Juni auf einem historischen Tiefstand von 2,5 vH belassen wurde.

Die Gliederung der Untersuchung ist wie folgt. Der erste Abschnitt enthält einen kurzen Überblick über das RWI-Konjunkturmodell und die ex-post-Prognosegüte der hier untersuchten Modellversion. In Abschnitt II wird die Prognose für 1988 mit diesem Modell einschließlich der Annahmen bezüglich der exogenen Variablen und der Add-Variablen vorgestellt und ein Blick auf andere Vorausschätzungen geworfen. In Abschnitt III werden zunächst die Annahmen auf ihre Richtigkeit untersucht. Nach dieser Vorarbeit kommt die eigentliche Prognose auf den Prüfstand. Dabei geht es im ersten Schritt um die Folgen der Fehlschätzungen der exogenen Variablen für das Prognoseergebnis, im zweiten Schritt um die Konsequenzen endogener Fehlerursachen. Der letzte Abschnitt (IV) faßt die Ergebnisse der Untersuchung zusammen und versucht, Schlußfolgerungen für die weitere Modellarbeit zu ziehen.

## I. Das RWI-Konjunkturmodell im Überblick

Das RWI-Konjunkturmodell ist ein makroökometrisches Kurzfristmodell mittlerer Größenordnung, das seit mehr als 10 Jahren für Prognose- und Simulationszwecke verwendet wird. Es besteht aus ca. 40 stochastischen Gleichungen und 75 Identitäten, die zusammen ein interdependentes, schwach nicht-lineares Modell bilden (*Heilemann, Münch 1984 a*). Die Gleichungen lassen sich 5 Bereichen zuordnen: Nachfrage (30 Gleichungen), Verteilung (21), Entstehung (16), Preise (12) und Staat (36). Exogen vorgegeben werden die mehr oder weniger politisch determinierten Variablen wie der durchschnittliche Beitragssatz zur Sozialversicherung, die staatlichen Bauinvestitionen sowie die kurz- und langfristigen Zinssätze auf der einen Seite, die international determinierten Variablen Welthandel (Volumen) und Importpreise auf der anderen Seite. Die theoretische Grundlage der einzelnen Gleichungen ist eklektisch, d.h. sie enthalten sowohl neoklassische, keynesianische als auch monetaristische Elemente. Die Architektur des Modells ist indessen keynesianisch bzw. steht in der *Keynes/Klein*-Tradition. Nimmt man die Rolle, welche die Nachfrage bzw. das Geld in dem Modell spielen oder die (implizierte) Stabilität des privaten Sektors zum Maßstab, so läßt sich das Modell wohl als post-keynesianisch etikettieren (*Davidson 1980; Chick 1983, S. 134 ff.*). Bezüglich der Modellierung der Erwartungen wird in der Mehrzahl der Fälle von adaptiver bzw. schwach-rationaler Erwartungsbildung ausgegangen (*Eckstein 1983, S. 41*).

Datenbasis bilden im wesentlichen die nicht-saisonbereinigten Vierteljahresdaten der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (VGR). Das Modell wird zweimal jährlich neu geschätzt. Der Stützbereich ist für alle Gleichun-

gen derselbe und umfaßt jeweils die letzten 40 Quartale der Datenbasis. Die Parameterschätzung erfolgt mit Hilfe der einfachen Methode der Kleinsten Quadrate. Tabelle 1 gibt einen Überblick über die Werte ausgewählter Fehlermaße für die wichtigsten Variablen des Modells auf der Basis einer dynamischen Stimulation über den Stützbereich der hier zu diskutierenden Modellversion (1977-3 bis 1987-2). Die Werte entsprechen weitgehend den bisherigen Erfahrungen mit dem Modell (Heilemann, Münch 1984a, S. 360 f.; Heilemann 1989, S. 256 f.). Eine Ausnahme bildet vor allem der Private Verbrauch, was auch zu einer leichten Verschlechterung der Anpassung für das BSP führt.

**Tabelle 1**  
**Ex-post Prognosegenauigkeit des RWI-Konjunkturmodells**  
**Dynamische Simulation**  
**1977-3 bis 1987-2**

	MAE <sup>1</sup>	RMSPE <sup>2</sup>	U <sup>3</sup>
<i>Entstehung</i>			
BIP, Mrd. DM	3,4	1,0	0,2
Erwerbstätige, in 1000	72,8	0,4	0,3
<i>Verwendung, Mrd. DM</i>			
Privater Verbrauch	3,0	1,7	0,6
Staatsverbrauch	0,8	1,4	0,5
Bruttoanlageinvestitionen	1,4	2,2	0,4
Ausrüstungen	1,0	3,9	0,6
Bauten	0,7	2,0	0,4
Lagerinvestitionen	2,5	71,0	1,1
Exporte	1,7	1,9	0,3
Importe	1,9	2,1	0,4
Bruttosozialprodukt	2,7	0,9	0,3
<i>Preise, Index, 1980 = 100</i>			
Privater Verbrauch	0,5	71,7	0,8
Bruttosozialprodukt	-	-	-
<i>Verteilung, Mrd. DM</i>			
Bruttoeinkommen aus			
Arbeitsmehrwertigkeit	3,0	1,6	0,3
Unternehmenswertigkeit	3,5	4,8	0,5
Volkseinkommen	3,2	1,2	0,2
Nettoeinkommen aus			
Arbeitsmehrwertigkeit	1,5	1,4	0,3
Unternehmenswertigkeit	3,5	5,9	0,6
<i>Staat</i>			
Finanzierungssaldo, Mrd. DM	2,9	182,9	0,8

Eigene Berechnungen. Zur Berechnung der Prüfmaße vgl. z.B. Heilemann 1981, S. 52ff. - 1) Mean absolute error. - 2) Root-mean-square-percentage-error. - 3) Theilscher Ungleichheitskoeffizient.

## II. Die Prognose für 1988

Die hier untersuchte Prognose wurde im Oktober/November durchgeführt und im Dezember 1987 veröffentlicht (Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung (Hrsg.) 1987)<sup>5</sup>. Ihre wichtigsten Elemente sind einschließlich der Annahmen bezüglich der exogenen Variablen in Tabelle 2 zusammengefaßt; die durch Add-Faktoren zusätzlich eingeführten Annahmen sind in Tabelle 3 wiedergegeben. Die Mehrzahl der letzteren bedürfen wohl keiner näheren Erläuterung, anders die „Sonstigen Veränderungen“: Die Verringerung der Einkommen aus unselbständiger Arbeit war vorgenommen worden, um der 1988 in Kraft tretenden Arbeitszeitverkürzung Rechnung zu tragen; die Korrektur war erforderlich, da die Steigerung der Tarifeinkommen eine Bruttogröße darstellt, die zwar den Kosten-, nicht aber den Geldeinkommenseffekt (für die Begünstigten) wiedergibt<sup>6</sup>. Die Verringerung der „Verteilten Gewinne“ stellt das Korrelat zu dieser Verringerung dar, denn im Modell sind die Einkommen aus unselbständiger Arbeit, neben den Bruttoeinkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen, die wesentliche Determinante der verteilten Gewinne. Die übrigen Veränderungen in dieser Kategorie sollten der vermuteten weiteren Aufwertung der D-Mark Rechnung tragen, die im Modell sonst nur implizit via Preisindex der Importe zum Tragen kommt. Schließlich ist noch auf die Exogenisierung der Tariflohnveränderungen hinzuweisen. Sie bot sich insbesondere deshalb an, weil in der Lohnrunde 1987 bereits weitgehend der Anstieg in 1988 festgelegt worden war. Insgesamt entsprachen die Annahmen im wesentlichen jenen, die im Rahmen der Arbeit mit dem gemeinsamen ökonomischen Modell der Forschungsinstitute bei der Gemeinschaftsdiagnose im Herbst 1987 getroffen worden waren (Die Lage der Weltwirtschaft und der westdeutschen Wirtschaft im Herbst 1987 (1987); im folgenden: Gemeinschaftsdiagnose). Mittelbar kann damit auch gefolgert werden, daß sich die Annahmen von Gemeinschaftsdiagnose und RWI-Konjunkturmodell weitgehend entsprechen haben<sup>7</sup>. – Die eingangs (Fußnote 3) angesprochene „Initiative

<sup>5</sup> Für die Prognose – nicht für die Schätzung – wurden soweit verfügbar die vorläufigen Ergebnisse der Sozialproduktsrechnung verwendet (Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung (Hrsg.) 1987, S. 1).

<sup>6</sup> Zwischenzeitlich wurde das Modell so erweitert, daß derartigen Effekten explizit Rechnung getragen werden kann (Weiß 1989).

<sup>7</sup> Bezüglich des Welthandels wurde unter dem Eindruck des Börsenkrachs vom 19. Oktober bei der Prognose mit dem RWI-Konjunkturmodell von einem um 0,5 vH-Punkte, bezüglich des Importpreisanstiegs von einem um 1,3 vH-Punkte niedrigeren Wert als bei der Gemeinschaftsdiagnose ausgegangen. Bei den Zinssätzen betrug die Verringerungen 1,0 vH-Punkte (kurzfristiger Zinssatz). Die beiden letzten Veränderungen waren wegen des relativ geringen kurzfristigen Einflusses der Zinssätze bzw. des geringen Änderungsbetrages (Heilemann, Münch 1984 a, S. 382) ohne spürbaren Einfluß auf das Prognoseergebnis.

Tabelle 2

Annahmen und Ergebnisse der Prognose für 1988  
mit dem RWI-Konjunkturmodell  
1987-3 bis 1988-4  
Veränderungen gegenüber dem Vorjahr in vH

	1986	1987	1988	1987				1988			
				Quartale							
				1	2	3	4	1	2	3	4
<b>Annahmen</b>											
Öffentliche Investitionen	9,2	2,2	1,0	-2,2	1,4	3,5	3,9	10,4	2,6	-2,1	-1,8
Tarife zur Sozialversicherung	17,7	17,7	17,9	17,6	17,6	17,8	17,9	17,9	17,9	17,9	17,9
Weltexporte, real	4,2	3,2	3,4	2,7	1,8	3,4	4,7	4,5	3,7	2,6	2,7
Preisindex der Importe	-10,7	-4,4	1,2	-11,0	-4,8	-0,4	-0,8	0,8	0,8	1,2	2,1
Zinssatz, kurzfristig	4,6	4,0	4,0	4,1	3,8	3,9	4,2	3,8	3,9	4,0	4,2
Zinssatz, langfristig	6,1	5,9	6,1	5,9	5,6	6,1	6,1	5,7	6,0	6,2	6,5
Tariflöhne	4,2	3,8	3,7	4,0	3,7	3,8	3,8	3,4	3,8	3,8	3,8
<b>Prognose</b>											
<i>Entstehung</i>											
BIP	2,6	1,4	1,8	2,2	0,8	1,4	1,1	2,6	2,0	1,3	1,4
Erwerbstätige	1,0	0,6	0,8	0,9	0,7	0,5	0,5	0,7	0,6	0,8	0,9
<i>Verwendung</i>											
Privater Verbrauch	4,3	2,8	3,3	2,6	2,3	3,2	3,1	5,0	3,4	2,9	1,9
Staatsverbrauch	2,3	1,7	1,6	2,4	1,2	1,3	1,8	1,4	2,0	1,8	1,1
Bruttoanlageinvestitionen	3,1	1,1	3,2	1,1	-0,5	2,5	1,3	6,0	3,3	3,0	1,5
Ausrüstungen	4,1	3,9	3,7	6,4	0,5	6,9	2,5	2,5	4,3	5,5	2,6
Bauten	2,4	-0,9	2,8	-3,4	-1,2	-0,1	0,4	9,4	2,5	1,4	0,6
Lagerinvestitionen, Mrd. DM	0,4	8,2	-4,1	20,8	-1,0	10,6	-22,2	16,1	-3,5	7,3	-23,9
Exporte	-0,2	-0,7	3,2	0,2	-2,6	0,6	-1,0	3,8	3,0	2,7	3,4
Importe	3,5	3,2	4,3	6,5	0,0	4,0	2,7	4,8	4,4	4,6	3,3
Bruttosozialprodukt	2,5	1,4	1,8	2,3	0,8	1,4	1,1	2,6	2,0	1,3	1,4
<i>Preise</i>											
Privater Verbrauch	-0,5	0,6	1,5	-0,5	0,8	0,8	1,1	1,8	1,3	1,4	1,6
Bruttosozialprodukt	3,1	2,2	2,0	3,1	2,6	1,4	1,8	2,2	2,0	2,2	1,7
<i>Verteilung</i>											
Bruttoeinkommen aus											
Arbeitnehmertätigkeit	5,0	3,7	3,5	3,3	4,4	3,4	3,6	3,4	3,7	3,6	3,5
Unternehmertätigkeit	9,8	4,0	4,2	11,9	1,7	1,9	1,2	8,9	4,9	2,4	0,6
Volkseinkommen	6,5	3,7	3,6	6,1	3,5	2,9	2,7	5,0	3,8	3,0	2,6
Nettoeinkommen aus											
Arbeitnehmertätigkeit	5,3	2,2	4,0	2,4	2,9	2,1	1,3	4,1	4,4	3,6	3,9
Unternehmertätigkeit	11,3	5,1	3,7	15,7	4,1	1,9	0,1	8,8	2,7	2,6	0,6
<i>Staat</i>											
Finanzierungssaldo, Mrd. DM	-23,5	-38,4	-43,9	-16,2	-2,6	-11,1	-8,6	-19,7	-4,6	-11,0	-8,5

Nach Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung (Hrsg.) 1987, S. 3.

**Tabelle 3**  
**Modell-Anpassungen für die**  
**Prognose 1988 mit dem RWI-Konjunkturmodell**  
**Mrd. DM**

Maßnahme Modellvariable	1987		1988			
	3	4	Quartale		3	4
			1	2		
<i>"Verschiedene sozialpolitische Maßnahmen"</i>						
Geleistete laufende Übertragungen des Staates an die privaten Haushalte	-	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0
<i>"Steuerreform 1988"</i>						
Direkte Steuern auf Einkommen aus unselbständiger Arbeit, Mrd. DM	-	-	-2,5	-2,5	-2,5	-2,5
Direkte Steuern auf Einkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen, Mrd. DM	-	-	-0,5	-0,5	-0,5	-0,5
<i>"Gewinnabführung der Deutschen Bundesbank"</i>						
Erwerbseinkünfte des Staates, Mrd. DM	-	-	-	5,0	-	-
<i>"Sonstige Änderungen"</i>						
Jährliche Veränderungsrate der Brutto-lohn- und -gehaltssumme je abhängig Erwerbstätigen, vH-Punkte	-	-0,8	-1,1	-1,1	-1,1	-1,1
Verteilte Gewinne, Mrd. DM	-	-5,0	-4,0	-4,0	-4,0	-4,0
<b>Preisindizes</b>						
Privater Verbrauch, vH-Punkte	-	-	0,5	0,5	0,5	0,5
Staatlicher Verbrauch, vH-Punkte	-	-1,5	-1,5	-1,5	-1,5	-1,5
Export, vH	-	1,4	2,0	2,0	2,0	2,0

Nach Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung (Hrsg.), S. 2.

zur Stärkung des Wachstums“ wurde nach Fertigstellung der Prognose beschlossen und fand daher keine Berücksichtigung.

Auf der Grundlage der geschilderten Annahmen prognostizierte das Modell dann für 1988 ein Wachstum des (realen) BSP von 1,8 vH, d.h. 0,4 vH-Punkte mehr als 1987. Weiter wurde prognostiziert, daß der Preisindex des Privaten Verbrauchs um 1,5 vH steigt, der des BSP um 2 vH. Beides ist Ausdruck der Tatsache, daß mit einem Ende der Phase der DM-Aufwertung und mit einer Umkehr der Preisentwicklung auf den Weltmärkten gerechnet wurde. Da sich für das Produktivitätswachstum eine Rate von 1,1 vH errechnete, ergab sich aufgrund des Wirtschaftswachstums eine Steigerung der Beschäftigung um 195 000 Erwerbstätige, also eine um etwa 30 000 höhere Steigerung als 1987. Das Staatsdefizit erhöhte sich auf 43,9 Mrd.

DM. Der Anstieg um 5,3 Mrd. DM gegenüber 1987 ist dabei in erster Linie eine Konsequenz der Steuersenkung von 1988 um etwa 12 Mrd. DM, die aufgrund der teilweisen Selbstfinanzierung dieser Maßnahme im Durchschnitt von 2 Jahren nur mit ca. 70 vH des ursprünglichen „Ausgabebetrag“ zu Buche schlägt (vgl. z. B. *Fritzsche, Heilemann, v. Loeffelholz* 1987, S. 236f.).

Zusammengefaßt: Die Prognose ließ eine Fortsetzung des 1987 bereits seit 5 Jahren andauernden Aufschwungs erwarten. Allerdings sind es vor allem die Wirkungen der Steuersenkung, die zur Steigerung der Wachstumsrate beitragen<sup>8</sup>. Der Rückgang der Inflationsrate ist in erster Linie Ausdruck einer Wende bei der internationalen Preisentwicklung und der Wechselkursentwicklung der D-Mark. Hervorgehoben zu werden verdient, daß bezüglich möglicher Wirkungen des Börsenkrachs vom 19. Oktober 1987 keine spezifischen Annahmen getroffen wurden, die Annahmen bezüglich der exogenen Variablen vermutlich aber davon nicht unbeeinflusst geblieben waren, wie nicht zuletzt deren Veränderung im Herbst 1987 dokumentiert<sup>9</sup>. Das numerische Bild der Prognose zeigt Übereinstimmungen mit dem der Gemeinschaftsdiagnose – mit der sie ja auch in den Annahmen weitgehend übereinstimmt – und dem des Sachverständigenrats, zumindest wenn man die ausgewiesenen (gerundeten) Zahlenangaben betrachtet (Tabelle 4).

### III. Die Treffsicherheit der Prognose 1988

Vor der empirischen Untersuchung der Prognose sind einige methodische Klarstellungen erforderlich. Ökonometrische Modelle wie das RWI-Konjunkturmodell lassen sich formal wie folgt darstellen:

$$(1) \quad F(y_t, y_{t-i}, x_t, x_{t-i}; B; e_t) = 0;$$

mit

$y$ : Vektor der endogenen Variablen;

$x$ : Vektor der exogenen Variablen;

$B$ : Matrix der Parameter;

$e$ : Vektor der Störterme;

$i$ : Ordnung der Verzögerungen, 1, ...,  $n$ .

<sup>8</sup> Die Wachstumswirkungen dürften sich im Durchschnitt von 2 Jahren auf ca. 0,3 vH-Punkte p.a. belaufen (vgl. dazu *Fritzsche, Heilemann, v. Loeffelholz* 1987, S. 236f.).

<sup>9</sup> Vgl. Fußnote 7.



Tabelle 4

**Ausgewählte Prognosen für 1988**  
Veränderungen gegenüber dem Vorjahr in vH

	Beobachtete Werte	RWI-Modell <sup>1</sup>		Gemein- schafts- diagnose	Sachver- ständigen- rat	Deutsche Bundes- bank
		I	II			
<i>Entstehung</i>						
BIP	3,5	1,8	3,8	2,0	1,5	-
Erwerbstätige	0,6	0,8	1,4	0,3	0,5	-
<i>Verwendung</i>						
Privater Verbrauch	2,5	3,3	4,2	3,0	2,5	2,7
Staatsverbrauch	1,8	1,6	1,8	1,5	1,5	1,1
Bruttoanlageinvestitionen	5,8	3,2	6,4	2,0	1,5	1,6
Ausrüstungen	7,5	3,7	8,1	3,5	2,0	-
Bauten	4,5	2,8	5,1	1,0	1,0	-
Lagerinvestitionen	13,9	-4,1	0,6	8,0	-	-
Exporte	5,5	3,2	7,1	3,5	2,5	2,4
Importe	5,9	4,3	6,9	5,0	4,0	3,4
Bruttosozialprodukt	3,4	1,8	3,8	2,0	1,5	1,9
<i>Preise</i>						
Privater Verbrauch	1,3	1,5	1,3	2,0	1,5	1,3
Bruttosozialprodukt	1,5	2,0	1,9	2,0	1,5	1,5
<i>Verteilung</i>						
Bruttoeinkommen aus						
Arbeitnehmertätigkeit	3,8	3,5	4,4	4,0	4,0	3,3
Unternehmertätigkeit	8,5	4,2	9,3	3,5	2,0	3,1
Volkseinkommen	5,3	3,6	5,8	4,0	3,5	-
Nettoeinkommen aus						
Arbeitnehmertätigkeit	4,0	4,0	4,4	4,0	4,0	-
Unternehmertätigkeit	8,5	3,7	9,6	4,0	1,5	-
<i>Staat</i>						
Finanzierungssaldo, Mrd. DM	-42,2	-43,9	-38,0	-45,0	-49,5	-

Nach Angaben des Statistischen Bundesamtes sowie in Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung (Hrsg.) 1987, S. 3; Die Lage der Weltwirtschaft und der westdeutschen Wirtschaft im Herbst 1987, 1987 S. 18f.; Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung Jahresgutachten 1987 (Gemeinschaftsdiagnose), S. 120f.; Deutsche Bundesbank (Hrsg.) 1989b, S. 33 und eigene Berechnungen. - 1) I: Veröffentlichte Prognose; II: wie Prognose I, aber mit beobachteten Werten für die exogenen Variablen (April 1989).

Wird ein solches System (ökonometrisch) geschätzt, so lassen sich damit Aussagen über künftige Entwicklungen wie folgt ableiten<sup>10</sup> (das ^-Zeichen steht dabei für angenommene oder geschätzte Werte):

<sup>10</sup> Die Darstellung in (2) soll zum Ausdruck bringen, daß die  $\hat{y}_{t+j}$  die impliziten Lösungen dieses Gleichungssystems sind, abhängig von den übrigen Variablen. Dabei

$$(2) \quad \hat{y}_{t+j} = G(\hat{y}_{t+j}, \hat{y}_{t-i+j}, \hat{x}_{t+j}, \hat{x}_{t-i+j}; \hat{B}), \quad j = 1, \dots, k;$$

mit

$k$ : Anzahl der Prognoseperioden.

Aus einer Reihe von Gründen kann das Prognoseergebnis bzw. (2) modifiziert (Elemente von  $\hat{B}$  können geändert werden) oder ergänzt werden (Hinzufügungen zu  $\hat{x}_{t+j}$ ). Bei der Arbeit mit dem RWI-Konjunkturmodell werden bislang nur Hinzufügungen zum absoluten Glied verwendet, d. h.:

$$(3) \quad \hat{y}_{t+j} = H(\hat{y}_{t+j}, \hat{y}_{t-i+j}, \hat{x}_{t+j}, \hat{x}_{t-i+j}, \hat{x}^a_{t+j}; \hat{B});$$

mit

$\hat{x}^a$ : Vektor der Hinzufügungen zum absoluten Glied.

Die „verschiedenen Gründe“ können ökonomische a priori-Informationen, statistische Gründe oder einfach die Nichtplausibilität einzelner Ergebnisse sein. Korrekturen aus statistischen Gründen finden in der Praxis des RWI-Konjunkturmodells nicht statt<sup>11</sup>.

Die Modellprognosen entsprechen damit dem Ausdruck:

$$(4) \quad \hat{y}_{t+j} = H(\hat{y}_{t+j}, \hat{y}_{t-i+j}, \hat{x}_{t+j}, \hat{x}^e_{t+j}, \hat{x}^o_{t+j}, \hat{x}_{t-i+j}; \hat{B});$$

mit

$\hat{x}^e$ : Hinzufügungen zum absoluten Glied aufgrund ökonomischer a priori Informationen;

$\hat{x}^o$ : Vektor der Hinzufügungen zum absoluten Glied aus Plausibilitätsgründen.

Diese kurze Darstellung illustriert nicht nur die Art und Weise, in der ökonometrische Modellprognosen in der Regel erstellt werden. Sie zeigt auch, wie in diesen Fällen bei der Feststellung der Prognosegenauigkeit vorzugehen ist. Der einfachste Weg besteht in der Gegenüberstellung von (tatsächlich) prognostizierten und beobachteten Werten:

---

wird von einer Normalisierung der Gleichungen bezüglich der einzelnen endogenen Variablen ausgegangen, d. h. es wird ausgeschlossen, daß die zur Zeit  $t + j$  erklärten endogenen Variablen der linken Seite von (2) auch auf der rechten Seite der entsprechenden Gleichung auftauchen. Weiterhin wird die eindeutige Lösbarkeit von (2) – zumindest in den relevanten lokalen Bereichen – unterstellt, was aufgrund der bisherigen Erfahrungen mit dem hier zur Debatte stehenden Modell auch gerechtfertigt erscheint.

<sup>11</sup> Zu wenig ermutigenden Erfahrungen z. B. mit Autokorrelationskorrekturen (nach *Cochrane / Orcutt*) im Rahmen des RWI-Konjunkturmodells vgl. *Weiß* 1987.

$$(5) \quad \hat{y}_{t+j} | \hat{x} - y_{t+j} = e_{t+j} | \hat{x};$$

mit

$e_{t+j} | \hat{x}$ : Vektor der Prognosefehler.

Bei bedingten Prognosen wie der vorliegenden kann der Fehler um – einige<sup>12</sup> oder alle – der durch falsche Annahmen verursachten Effekte bereinigt werden:

$$(6) \quad \hat{y}_{t+j} | x - y_{t+j} = e_{t+j} | x;$$

mit

$e_{t+j} | x$ : Vektor der Prognosefehler, korrigiert um die Fehler in den Annahmen.

Die in (6) zum Ausdruck kommenden Beziehungen können zur Überprüfung der Wirkungen einer Reihe von Prognosekorrekturen verwendet werden. So kann die Prognose z.B. wiederholt werden, nachdem eine oder mehrere endogene Variablen exogenisiert wurden, Add-Faktoren verändert wurden usw. Im einzelnen müssen diese Möglichkeiten hier nicht aufgezählt werden, es soll aber nicht verschwiegen werden, daß sie bei der Überprüfung der Prognoseleistung bislang selten genutzt wurden.

Die folgende Analyse folgt den in der Einleitung bezeichneten Linien. Sie beschränkt sich auf die Prognose für 1988. Die vergleichsweise geringen Fehler für die beiden letzten Quartale des Basisjahres (1987) werden ebenso ignoriert wie die Effekte der zwischenzeitlich erfolgten VGR-Revisionen<sup>13</sup>. Datenstand ist das Frühjahr 1989. Aus Gründen der Einfachheit und Anschaulichkeit wird die Analyse nur für die aggregierten Jahreswerte vorgenommen, wobei klar ist, daß das Untersuchungsergebnis aufgrund von „Aggregationsgewinnen“ möglicherweise zu günstig ausfällt.

### 1. Die exogenen Variablen

Zunächst sollen die Fehler in den Annahmen bezüglich der exogenen Variablen interessieren. Wie Tabelle 5 illustriert, sind sie relativ gering und liegen für die Mehrzahl im Bereich der bisherigen Erfahrungen mit dem Modell (Heilemann 1989, S. 269). Zwei Ausnahmen verdienen indessen Beachtung: die Staatlichen Bauinvestitionen und der Welthandel. Bei erste-

<sup>12</sup> Wobei allerdings der Fehlerausgleich hier wie bei den im folgenden angesprochenen Exogenisierungen leicht zu Fehlurteilen führen kann. Vgl. dazu auch Fußnote 17.

<sup>13</sup> Die Deutsche Bundesbank (Hrsg.) 1989b, S. 34) errechnet für ihr Modell Revisionseffekte in Höhe von 0,3 vH-Punkten der Veränderungsrate des realen BSP.

Tabelle 5

**Fehler<sup>a)</sup> der Annahmen bezüglich der Prognose 1988  
mit dem RWI-Konjunkturmodell  
1987 und 1988,  
Abweichungen von den beobachteten Veränderungen in vH-Punkten**

			1987		1988			
	1987	1988	3	4	Quartale		3	4
					1	2		
Öffentliche Investitionen	-0,2	-3,2	-3,1	2,2	-20,3	-1,8	0,4	0
Tarife z. Sozialversicherung, vH	0	0	0	0	0	0	0	0
Weltexporte	-1,4	-3,3	-1,8	-3,8	-4,1	-5,2	-5,2	-3,1
Preisindex der Importe	-0,2	-0,1	-0,1	-0,9	-0,1	-0,1	-0,5	0,4
Zinssatz, kurzfristig, vH	0	-0,3	0	0,1	0,4	0,3	-1,1	-0,9
Zinssatz, langfristig, vH	0	0,1	0	-0,1	0	0,1	-0,2	0,3
Tariflöhne	0	0,4	0,1	0,2	0,6	0,3	0,3	0,3

Eigene Berechnungen. – <sup>a)</sup> Prognostizierte ./.. beobachtete Werte.

ren ist der Fehler doppelt so groß wie bisher. In erster Linie ist dies auf den milden Winter (erstes Quartal 1988) zurückzuführen, dessen „expansive Wirkungen“ auf die Staatlichen Bauinvestitionen im weiteren Verlauf des Jahres wegen der unerwartet günstigen Finanzsituation im Gemeindebereich<sup>14</sup> nicht neutralisiert wurden (*Karrenberg, Münstermann* 1989, S. 125)<sup>15</sup>. Markanter und folgenschwerer sind die Fehler bei der Welthandelsprognose. Während diese im Durchschnitt der letzten Jahre bei den Vorgaben für das Modell 0,4 vH-Punkte betragen hatten, ist für 1988 ein achtmal so großer Wert zu verzeichnen. Eine detaillierte Analyse seiner Ursachen überschreitet die Möglichkeiten und Aufgaben der vorliegenden Untersuchung. Aus heutiger Sicht dürfte er sowohl Resultat einer Unterschätzung des Trends des Welthandels als auch einer Überschätzung der Wirkungen des Börsenkrachs sein. Bemerkenswerterweise haben diese Fehler nicht verhindert, daß die Importpreisentwicklung recht gut getroffen wurde. Über-

<sup>14</sup> Wozu auch die eingangs erwähnte „Initiative zur Stärkung des Wachstums“ der Bundesregierung beigetragen haben dürfte (KfW-Gemeindeprogramm). Eine exakte Quantifizierung dieser Wirkungen bereitet aufgrund zu vermutender Mitnahmeeffekte Schwierigkeiten. Aber schon die Tatsache, daß die von der KfW zur Verfügung gestellten Mittel von den Kommunen nur zu knapp zwei Dritteln in Anspruch genommen wurden (*Karrenberg, Münstermann* 1989, S. 126, Überblick 20) macht deutlich, daß die Wirkungen zumindest im ersten Jahr weit hinter den Erwartungen der Bundesregierung zurückgeblieben sind.

<sup>15</sup> Was einmal mehr die große Vereinfachung illustriert, die mit der Qualifizierung „exogen“ verbunden ist. Andererseits ist die Entscheidung für oder gegen eine Endogenisierung in Modellen wie dem vorliegenden nicht zuletzt eine empirische Frage.

raschend gut ist auch die Qualität der Zinsprognosen – trotz der deutlichen Unterschätzung der Realentwicklung. Sieht man von den Fehlern in den beiden ersten Quartalen in 1988 ab – möglicherweise waren die monetären Instanzen allzusehr bemüht, eine Rezession im Gefolge des 19. Oktober zu vermeiden – so erwiesen sich die Zinsprognosen als nahezu korrekt<sup>16</sup>.

## 2. Endogene Fehlerursachen

Die Treffsicherheit der eigentlichen – um nicht von endogenen Prognosen zu sprechen – Prognose mit dem RWI-Modell und die anderer Prognosen ist aus Tabelle 6 ersichtlich. Dabei wird deutlich, daß die Prognosegenauigkeit des RWI-Modells (Spalte RWI-Modell I) genauso wenig befriedigt wie die der Gemeinschaftsdiagnose oder des Sachverständigenrats. Insbesondere gilt dies im Hinblick auf den Privaten Verbrauch und die Vorratsveränderungen – wohingegen die Dynamik der Investitionsentwicklung offenbar recht gut getroffen wird<sup>17</sup>.

Eine solche Gegenüberstellung von prognostizierter und beobachteter Entwicklung sagt zwar einiges über die „Gesamtleistung“ des Prognostikers oder des verwendeten Modells<sup>18</sup>. Sie sagt indessen nichts über die Gültigkeit oder die Qualität der zugrundeliegenden Hypothesen und damit wenig über die Nützlichkeit des Modells als Instrument wissenschaftlicher Prognose. Um dies zu beantworten, wurde die Prognose 1988 mit den beobachteten Werten für die exogenen Variablen wiederholt. Wie die Spalte RWI-Modell II erkennen läßt, ergibt sich nun ein wesentlich günstigeres Bild von der Prognosegenauigkeit des Modells. Die 1,6 vH-Punkte Unterschätzung des realen BSP wird zu einer 0,4 vH-Punkte Überschätzung, und die Fehlschätzung der Investitionen reduziert sich auf 0,6 vH-Punkte; der Wert gibt allerdings ein zu günstiges Bild, wenn man die erwähnten deutlichen Unterschätzungen der Staatlichen Bauinvestitionen berücksichtigt. Leider ist auf der anderen Seite allerdings eine Verdopplung des Fehlers beim Privaten Verbrauch zu registrieren, und die Fehlschätzung der Vorratsveränderung

---

<sup>16</sup> Die beiden letzten Befunde könnten bezüglich der Treffsicherheit der Vorgabe der exogenen Variablen ein „right for the wrong reason“ – der freundliche „deus ex machina“ vieler Prognosen – vermuten lassen. Aber diese Frage läßt sich aus der Perspektive des hier verwendeten Modells nicht beantworten.

<sup>17</sup> Natürlich ist diese übliche isolierte Betrachtung einem durch starke Interdependenzen gekennzeichneten Prognosegegenstand wie dem vorliegenden im Grunde nicht angemessen. Dies gilt insbesondere auch für ökonometrische Modelle des vorliegenden Typs, die diesen Gegebenheiten besonders viel Aufmerksamkeit widmen.

<sup>18</sup> Ungeachtet der analytisch gebotenen Unterscheidung zwischen „Annahmen“ und „Hypothesen“ sollte nicht übersehen werden, daß beide zusammen die Prognoseleistung determinieren (Heilemann 1981, S. 35 ff.).

Tabelle 6  
Fehler ausgewählter Prognosen 1988  
Abweichungen von den beobachteten Veränderungsrate in vH-Punkten

	Beobachtete Werte		Fehler <sup>a)</sup>						Gemeinschaftsdiagnose	Sachverständigenrat
			RWI-Modell <sup>b)</sup>							
	I	II	III	IV	V	VI				
<i>Entstehung</i>										
BIP	3,5	-1,7	0,3	0,2	-0,4	0,5	0,1	-1,5	-2,0	
Erwerbstätige	0,6	0,2	0,8	0,1	0,7	0,8	0	-0,3	-0,1	
<i>Verwendung</i>										
Privater Verbrauch	2,5	0,8	1,7	1,4	-0,1	2,0	0,3	0,5	0	
Staatsverbrauch	1,8	-0,2	0	0	0	0	0,1	-0,3	-0,3	
Bruttoanlageinvestitionen	5,8	-2,6	0,6	0,5	-0,3	0,7	-1,5	-3,8	-3,3	
Ausrüstungen	7,5	-3,8	0,6	0,4	-1,1	0,7	-2,4	-4,0	-5,5	
Bauten	4,5	-1,7	0,6	0,6	0,3	0,7	-0,5	-3,5	-3,5	
Lagerinvestitionen, Mrd.DM	13,9	-18,0	-13,3	-13,5	-12,1	-12,8	-3,9	-5,9	-	
Exporte	5,5	-2,3	1,6	1,6	2,1	1,9	1,1	-2,0	-3,0	
Importe	5,9	-1,6	1,0	0,8	-0,3	1,3	-0,4	-0,9	-1,9	
Bruttosozialprodukt	3,4	-1,6	0,4	0,3	-0,3	0,6	0,2	-1,4	-1,9	
<i>Preise</i>										
Privater Verbrauch	1,3	0,2	0	0	0	-0,5	0,2	0,7	0,2	
Bruttosozialprodukt	1,5	0,5	0,4	0,3	0,4	-0,3	0	0,5	0	
<i>Verteilung</i>										
Bruttoeinkommen aus										
Arbeitnehmertätigkeit	3,8	-0,3	0,6	-0,2	0,4	0,7	0,6	0,2	0,2	
Unternehmertätigkeit	8,5	-4,3	0,8	2,0	-1,2	-1,4	-1,0	-5,0	-6,5	
Volkseinkommen	5,3	-1,7	0,5	0,3	-0,3	-0,1	0,1	-1,3	-1,8	
Nettoeinkommen aus										
Arbeitnehmertätigkeit	4,0	0	0,4	-0,1	0,3	0,5	-0,9	0	0	
Unternehmertätigkeit	8,5	-4,8	1,1	2,4	-1,4	-5,2	-0,7	-4,5	-7,0	
<i>Staat</i>										
Finanzsaldo, Mrd. DM	-42,2	1,7	4,2	-1,3	0,5	16,0	4,0	-2,8	-7,3	

Zu den Quellen vgl. Tabelle 4.- a) Prognostizierte ./ beobachtete Werte.- b) I: Ursprüngliche Prognose; II: Prognose mit den beobachteten Werten für die exogenen Variablen; III: wie II, mit exogener Erklärung der Beschäftigung; IV: wie II, mit exogener Erklärung der Verteilten Gewinne; V: wie II, ohne "Sonstige Änderungen" (Tabelle 3); VI: Ex post-Prognose mit einer über den Stützbereich 1979-1 bis 1988-4 geschätzten Modellversion.

reduziert sich nur marginal. Bei der Beurteilung der übrigen Fehler überrascht – wenn man die börsenkrachbedingten Unsicherheiten bei der Erstellung der Prognose berücksichtigt –, in welchem geringem Maße sie von den bisherigen Erfahrungen (Heilemann 1989, S. 256) abweichen.

Der ungewöhnlich große Fehler der Verbrauchsprognose verdient nähere Betrachtung. Zunächst legt es der relativ große Prognosefehler für die

Beschäftigung nahe, in ihm – via Einkommen aus unselbständiger Arbeit – eine wesentliche Ursache dafür zu sehen. Um seine Rolle für die Konsumprognose zu illustrieren, wurde in einer weiteren Simulationsrechnung deshalb die Zahl der abhängig Erwerbstätigen exogenisiert. Die Ergebnisse sind in der Spalte RWI-Modell III ausgewiesen (Tabelle 6). Es zeigt sich, daß zwar bei allen Nachfragekategorien die Fehler geringer werden, aber nicht in dem erwarteten Ausmaß. Dies ist wiederum in erster Linie eine Folge des Fehlerausgleichs: Den geringeren Fehlern beim privaten Verbrauch stehen die nun größeren Fehler bei den Importen gegenüber. Die in jedem Fall unbefriedigend hohen Fehler der Verbrauchsprognose könnten auf einen Strukturbruch deuten, immerhin hatten vorangegangene Analysen (*Heilemann, Münch* 1984 b, S. 117 f.) bereits Zweifel an der (intertemporalen) Stabilität der Konsumfunktion aufkommen lassen. Im vorliegenden Fall läßt der Vergleich der Schätzergebnisse über die Stützbereiche 1977-3 bis 1987-2 (vorliegende Prognose) und 1979-1 bis 1988-4 bezüglich Erklärungskraft und Reaktionsweisen praktisch keine Unterschiede, d. h. keine Hinweise auf einen Strukturbruch erkennen<sup>19</sup>.

Damit stellt sich die Frage nach dem Einfluß der den privaten Verbrauch unmittelbar bestimmenden Variablen. Bei dieser Prüfung zeigt sich, daß in der Prognose die Verteilten Gewinne erheblich überschätzt wurden<sup>20</sup>. Der Fehler liegt jedenfalls weit außerhalb der üblichen Bandbreite der ex ante-Fehler. Ein Vergleich der Regressionsergebnisse für diese Gleichung zeigt auch eine beträchtliche Veränderung der Reaktionsweise, die wohl für die erhebliche Überschätzung der Prognose maßgeblich war: Die Bruttogewinn-Elastizität verringerte sich von 0,44 auf 0,34, die Elastizität bezüglich der Einkommen aus unselbständiger Arbeit – die zweite Determinante der Verteilten Gewinne – erhöhte sich geringfügig von 1,11 auf 1,18. Die Add-Faktoren (s. oben) korrigierten das Ergebnis zwar in die richtige Richtung, aber das Ausmaß erwies sich als zu gering. Ohnehin muß offenbleiben, ob und in welchem Maß die festgestellten Reaktionsänderungen ex post tatsächlich mit dem angeführten Grund für die Add-Faktoren in Zusammenhang gebracht werden können oder ob nicht Änderungen in der Praxis des Statistischen Bundesamtes dafür verantwortlich waren. – Ob die sich hier mittelbar ergebenden leichten Erhöhungen der Sparraten mit dem 19. Oktober in Beziehung stehen oder Ergebnis spezifischer Reaktionen der Konsumenten auf die „windfall“ Einkommen der Steuerreform („taxfall“) dar-

<sup>19</sup> Auf einen Ausweis von Regressionsergebnissen wird hier verzichtet. Der Verfasser stellt sie auf Anfrage gerne zur Verfügung.

<sup>20</sup> Während der MAE der Verteilten Gewinne bei einer dynamischen Simulation über den Stützbereich bei 3,8 Mrd. DM liegt, beträgt hier der Fehler (auf Quartalsbasis) 8,1 Mrd. DM.

stellen – wofür einiges spricht – oder beiden Ergebnissen gemeinsam zuzurechnen sind, muß hier offenbleiben.

Auf eine Herausarbeitung des Einflusses der Fehlschätzung der Vorratsveränderungen auf die Treffsicherheit der Prognose wird angesichts der offensichtlichen Mängel ihrer Erklärung verzichtet. Ihr Beitrag zum Gesamtfehler dürfte hier allerdings kaum dem des privaten Verbrauchs nachstehen.

### 3. Die Add-Faktoren

Die Prognosen mit dem RWI-Konjunkturmodell sind Prognosen mit einem ökonometrischen Modell und keine Ökonometriker-Prognosen (Evans, Haitovsky, Treyz, Su 1972, S. 952): Add-Faktoren werden in erster Linie gesetzt, um spezifischen Ereignissen und Entwicklungen Rechnung zu tragen, die das Modell nicht explizit berücksichtigt – also aufgrund von ökonomischen a priori-Kenntnissen ( $x^e$ ). Wie oben gezeigt, wird gleichwohl in Einzelfällen auf eher intuitiv begründete Add-Faktoren ( $x^o$ ) nicht ganz verzichtet.

Eine Überprüfung der Richtigkeit der gesetzten Add-Faktoren analog zu der der exogenen und endogenen Variablen ist allerdings in der Regel nahezu ausgeschlossen. Zwar lassen sich Setzungen wie die über die Höhe der an den Bundeshaushalt abgeführten Gewinne der Deutschen Bundesbank exakt überprüfen, aber schon bei den Annahmen über die Entlastungswirkungen der 2. Stufe der Steuerreform ist dies mit erheblichen Schwierigkeiten verbunden<sup>21</sup>. Im Falle der subjektiv begründeten Add-Faktoren ist dies gänzlich ausgeschlossen.

Um wenigstens eine Vorstellung von der Höhe des Einflusses der zuletzt genannten Gruppe ( $x^o$ ) zu gewinnen, wurde die Prognose 1988 ohne die Korrekturen der drei Preisindizes (vgl. Tabelle 3) wiederholt. Die entsprechenden Ergebnisse (Tabelle 6, Spalte RWI-Modell V) lassen drei Besonderheiten des Modells bzw. der Korrekturwirkungen erkennen: Erstens, die Korrekturen waren in erster Linie von lokaler Bedeutung, wie die Effekte bei den Verbraucherpreisen, dem privaten Verbrauch und den Exporten illustrieren. Zweitens, in beiden Fällen sind die Realwirkungen sehr viel geringer als die Preis-Adds. Drittens, relativ deutliche Wirkungen ergeben sich naturgemäß

---

<sup>21</sup> So gelangten im Herbst 1987 z.B. das Bundesministerium der Finanzen zu einer Ausfallschätzung für 1988 in Höhe von 13,7 Mrd. DM, das RWI auf der Basis seines Lohnsteuermodells zu einem Betrag von 12 Mrd. DM. Auf dieser Grundlage ergibt sich im nachhinein ein Betrag von 11,4 Mrd. DM.



vor allem auf der Verteilungsseite. Eine genaue Zurechnung wird hier indessen infolge verschiedener Ausgleichseffekte erschwert.

#### 4. Der Stützbereich

Zum Schluß stellt sich die eher aus interner bzw. der Perspektive der Modellbauer relevante Frage der Strukturstabilität des Modells insgesamt<sup>22</sup>. Anders ausgedrückt: Welche Prognosefehler hätten sich bei Kenntnis der Modellstruktur im Prognosezeitraum ergeben? Zu diesem Zweck wurde mit der Modellversion vom Frühjahr 1989 (Stützbereich 1979-1 bis 1988-4) eine ex post-Prognose über den bisherigen Prognosezeitraum 1987-3 bis 1988-4 (ex post-Prognose innerhalb des Stützbereichs) durchgeführt und den bisherigen Ergebnissen gegenübergestellt. Obwohl einige wenige Gleichungen – unabhängig von den hier vorgestellten Ergebnissen – geringfügig spezifiziert wurden und trotz der zwischenzeitlichen Revisionen durch das Statistische Bundesamt<sup>23</sup>, erscheint eine solche Gegenüberstellung als durchaus sinnvoll (Tabelle 6, Spalte RWI-Modell VI). Im allgemeinen sind die Prognosefehler geringer als in der vergleichbaren Rechnung RWI-Modell II – wie ja auch zu erwarten war. Es ist allerdings interessant festzustellen, daß sich in der Hierarchie der Prognosegenauigkeit einige Verschiebungen ergeben. So sind die Fehler beim Privaten Verbrauch und bei den Vorratsveränderungen deutlich reduziert, während sie sich bei den Ausrüstungsinvestitionen erhöht haben. Eine Ursache für diese Normalisierung ist gewiß in den Glättungstendenzen des Schätzverfahrens zu sehen. Ein weiterer Grund könnte in der Veränderung des Stützbereichsbeginns liegen.

### IV. Zusammenfassung und Schlußfolgerungen

Die wirtschaftliche Entwicklung der Bundesrepublik Deutschland im Jahr 1988 gestaltete sich wesentlich günstiger, als die – nicht zuletzt unter dem Eindruck des Börsenkrachs vom 19. Oktober 1987 – erstellten prominenten Prognosen im Herbst 1987 erwarten ließen. Die vorliegende Untersuchung versuchte, Ausmaß und Ursachen dieser Fehlschätzungen festzustellen. Empirische Grundlage bildete das RWI-Konjunkturmodell bzw. die

---

<sup>22</sup> Verglichen mit den an den Regressionsergebnissen unmittelbar orientierten Verfahren wie *Chow-Test*, *CUSUM-*, *CUSUM-square-* oder *Quandt's Log-Likelihood-Test* (vgl. dazu z. B. Heilemann, Münch 1984 b) ist ein solcher „Test“ zwar sehr viel weicher, abgesehen davon, daß er hier nur für wenige Variablen „durchgeführt“ wird. Er ist allerdings insofern aussagekräftiger als die übrigen Verfahren, als er unmittelbar Hinweise auf die ökonomische Relevanz der Veränderungen gibt.

<sup>23</sup> Vgl. Fußnote 13.

damit im Herbst 1987 für 1988 veröffentlichte Prognose. Dabei zeigte sich zunächst, daß der Prognosefehler für das reale BSP und eine Reihe anderer Variablen weit außerhalb der bisherigen Fehlermargen lag. Die weitere Analyse ergab, daß auch bei den exogenen Variablen – insbesondere beim Welthandel und den staatlichen Bauinvestitionen – erhebliche Abweichungen zwischen den für sie getroffenen Annahmen und ihren Realisationen zu registrieren waren.

Trägt man diesen Fehlern bei den exogenen Variablen Rechnung – wie dies eine sachgerechte Beurteilung der Prognosegenauigkeit erfordert – und wiederholt die Modellprognose mit ihren beobachteten Werten, so liegen die Prognosefehler mit wenigen Ausnahmen innerhalb der bisherigen Bandbreiten. Ein Ergebnis, das keineswegs selbstverständlich ist – in mehreren Untersuchungen – insbesondere für amerikanische Modelle – wurde festgestellt, daß Modelle mit falschen Annahmen zu besseren Prognosen gelangten als mit den „korrekten“ (z. B. *Wallis* (ed.) 1986, S. 104; *McNees* 1989, S. 54). Eine wesentliche Ursache dürfte in der unter Prognostikern – keineswegs nur bei solchen, die mit ökonometrischen Modellen arbeiten – verbreiteten Tendenz sein, ihre Prognose an irgendeinem „Stern von Bethlehem“ (*Waelbroeck, De Roo* 1983, S. 400) auszurichten<sup>24</sup>. Im Falle von ökonometrischen Modellen geschieht dies durch extensive „Massage“ der Annahmen (exogene Variablen, Add-Faktoren). Ob sich die Vorgaben der Werte für die exogenen Variablen wesentlich verbessern lassen, kann aus der Perspektive des verwendeten Modells nicht beantwortet werden. Einfache Ansätze, wie etwa die von *Menges* (1977, S. 504) vorgeschlagenen, zeitreihenanalytisch orientierten „Low Information-Techniken“ dürften nach den bisherigen Erfahrungen, nicht zuletzt auch den hier bezüglich der Staatlichen Bauinvestitionen dargestellten, keine allzu große Hilfe bieten.

Die vorgelegten Ergebnisse widersprechen übrigens implizit der Hypothese, daß die günstige Entwicklung 1988 auf einen Wandel der makroökonomischen Reaktionsweisen der Bundesrepublik zurückzuführen sei. Wenn einige Analytiker die unerwartet positive Entwicklung als längst überfälliges Ergebnis einer erfolgreichen staatlichen Angebotspolitik sahen, so liefert jedenfalls die vorliegende Analyse wenig Anhaltspunkte für diese Sicht. Bestätigt hat sich hingegen einmal mehr die Hypothese einer nach wie vor starken Exportabhängigkeit der Dynamik der wirtschaftlichen Entwick-

---

<sup>24</sup> Die darin zum Ausdruck kommende Risikoaversion der Prognostiker ist keineswegs eine neue Erscheinung. So hatte nach *Schumpeters* Darstellung z. B. das Harvard-Barometer 1929 den nahenden Bruch zutreffend angezeigt, aber ihre Interpreten wagten nicht, mit dieser zur allgemeinen Einschätzung stark kontrastierenden Prognose vor die Öffentlichkeit zu treten (*Schumpeter* 1954, S. 1165).

lung der Bundesrepublik. Hinzu kam, daß 1988 praktisch auch alle anderen Determinanten der konjunkturellen Dynamik – von der Steuerpolitik über die staatliche Investitionstätigkeit bis zur Lohnpolitik – sowie der milde Winter gute Voraussetzungen für diese Entwicklung geschaffen hatten. Dabei sollte aber keineswegs das Exzeptionelle der Entwicklung in 1988 übersehen werden<sup>25</sup>.

Bezüglich der Prognosegenauigkeit bilden der private Verbrauch und die Vorratsveränderungen eine Ausnahme von der oben gegebenen generellen Einschätzung. Im Fall der Vorratsveränderungen führt an einer grundlegenden Überarbeitung ihrer Erklärung in dem Modell wohl kein Weg vorbei, ohne daß hier die Hoffnungen schon wegen der mit der Variablen assoziierten Meßprobleme allzu hoch gespannt werden dürfen. Anders liegen die Dinge beim privaten Verbrauch: Hier war es vor allem die wenig befriedigende Erklärung der „Verteilten Gewinne“, die für das schlechte Ergebnis sorgte, was seinerseits auf eine offenbar – einmalig? – geänderte Reaktionsweise auf die Bruttogewinne zurückzuführen ist. Bei den Konsumreaktionen selbst war ein solcher Wandel kaum auszumachen. Ein Reaktionswandel, der offenbar auch der Gemeinschaftsdiagnose und dem Sachverständigenrat zu schaffen machte, war hingegen, wie gesagt, bei einer wichtigen Determinante des Privaten Verbrauchs – den Verteilten Gewinnen – zu registrieren. Statistische Meßprobleme können allerdings auch hier als Fehlerquelle keineswegs ausgeschlossen werden.

Insgesamt fällt auf, daß die Fehlschätzung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung im Jahre 1988 offenbar nicht auf die Bundesrepublik beschränkt war. Praktisch wurde weltweit die Dynamik in diesem Jahr um mehr als die Hälfte unterschätzt, in erster Linie bedingt durch die Unterschätzung der Investitions- und Exportdynamik. Das Ergebnis sollte zum Anlaß genommen werden, stärker als bisher darüber nachzudenken, ob nicht Erwartungen – unabhängig von Waren- oder Finanzströmen – eine wesentliche Transmissionsvariable internationaler Konjunkturzyklen darstellen (*Waelbroeck, de Roo* 1983, S. 400) und wie ökonometrische Modelle dem Rechnung tragen könnten. Anders ausgedrückt: Offenbar gibt es nicht nur Effekte, deren Impulse schwer zu identifizieren sind, sondern auch Impulse ohne zurechenbare „Effekte“<sup>26</sup>. Letzteres war 1987/88 der Fall – soweit sich das heute (1989) schon abschließend feststellen läßt.

---

<sup>25</sup> Vgl. über die hier angesprochenen Faktoren hinaus auch Bundesregierung (Hrsg.) 1988, S. 38.

<sup>26</sup> Genauer: Finanzkrisen ohne nennenswerte gesamtwirtschaftliche Folgen. Zu ihrem historischen Auftreten vgl. z. B. die Hinweise bei *Kindleberger* (1978), S. 211.

## Literatur

- Bundesregierung* (Hrsg.) (1988): Jahreswirtschaftsbericht 1988. BT-Drucksache 11/3917. – *Bundesregierung* (Hrsg.) (1989): Jahreswirtschaftsbericht 1989. BT-Drucksache 11/1733. – *Chick, V.* (1983): *Macro Economics after Keynes*. Cambridge, Mass. – *Davidson, P.* (1980): *Post Keynesian Economics*. „Public Interest“, Special Issue ‚The Crisis in Economic Theory‘. New York, vol. 20, S. 151 - 173. – *Deutsche Bundesbank* (Hrsg.) (1989a): Geschäftsbericht für das Jahr 1988. Frankfurt a. Main. – *Deutsche Bundesbank* (Hrsg.) (1989b): Die Verwendung des ökonometrischen Modells der Deutschen Bundesbank zu gesamtwirtschaftlichen Vorausschätzungen. „Monatsberichte der Deutschen Bundesbank“, 41. Jg., Nr. 5, S. 29 - 36. – Die Lage der Weltwirtschaft und der westdeutschen Wirtschaft im Herbst 1987 (1987). Beurteilung der Wirtschaftslage durch folgende Mitglieder der Arbeitsgemeinschaft deutscher wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute e.V., Essen: Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Berlin; HWWA-Institut für Wirtschaftsforschung, Hamburg; Ifo-Institut, München; Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel; Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung, Essen o. O. – *Eckstein, O.* (1983): *The DRI-Model of the U.S. Economy*. New York. – *Evans, M. K., Haitovsky, A., Treyz, G. I., Su, V.* (1972): An Analysis of the Forecasting Properties of U.S. Econometric Models. In: *Hickmann, B. G.* (ed.), *Econometric Models of Cyclical Behavior*. (Studies in Income and Wealth, 36) vol. 2, New York u.a., S. 949 - 1139. – *Fritzsche, B., Heilemann, U., von Loeffelholz, H. D.* (1987): Was bringen die Vereinbarungen zur ‚Großen Steuerreform?‘ „Wirtschaftsdienst“, 67. Jg., S. 230 - 239. – *Heilemann, U.* (1981): Zur Prognoseleistung ökonometrischer Konjunkturmodelle für die Bundesrepublik Deutschland. (Schriftenreihe des Rheinisch-Westfälischen Instituts für Wirtschaftsforschung, N.F. 44.) Berlin. – *Heilemann, U.* (1985): Zur Prognosegenauigkeit ökonometrischer Modelle. „Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften“, 105. Jg., S. 683 - 708. – *Heilemann, U.* (1989): „Was leisten Prognosemodelle?“ Eine empirische Untersuchung am Beispiel des RWI-Konjunkturmodells. In: *Gahlen, B., Meyer, B., Schumann, H.* (Hrsg.), *Wirtschaftswachstum, Strukturwandel und dynamischer Wettbewerb*. Festschrift für Ernst Helmstädter zum 65. Geburtstag. Berlin, Heidelberg, New York, S. 253 - 272. – *Heilemann, U. und Münch, H. J.* (1984a): Einige Bemerkungen zum RWI-Konjunkturmodell. In: *Langer, G., Martiensen, J. und Quinke, A.* (Hrsg.), *Simulationsrechnungen mit ökonometrischen Makromodellen*. München, S. 355 - 385. – *Heilemann, U. und Münch, H. J.* (1984b): The Great Recession: A Crisis in Parameters? In: *Thoft-Christensen, P.* (ed.): *Proceedings of the 11<sup>th</sup> IFIP Conference on System Modeling and Optimization*, Copenhagen, Denmark, July 1983. (Lecture Notes in Control and Information Sciences, 59.) Berlin, Heidelberg, New York, S. 117 - 228. – *Helmstädter, E.* (1987): Mehr Wachstum – aber wie? Wirtschaftspolitik für das Schaufenster wird nicht honoriert. „Die Zeit“, Nr. 51, S. 29. – *Karrenberg, H. und Münstermann, E.* (1989): *Gemeindefinanzbericht 1989*. „Der Städtetag“, Jg. 42, Heft 2, S. 86 - 134. – *Kindleberger, C. P.* (1978): *Manias, Panics, and Crashes. A History of Financial Crises*. London. – *McNees, S. K.* (1989): Why Do Forecasts Differ? „New England Economic Review“, January/February, S. 42 - 54. – *Menges, G.* (1975): The Scientist and the Policy Maker as Forecaster. Paper presented at the 3<sup>rd</sup> World Congress of the Econometric Society. o. O. – *Menges, G.* (1977): Hic sunt leones: Die Vorherbestimmung der vorherbestimmten Variablen. In: *Albach, H., Helmstädter, E., Henn, R.* (Hrsg.), *Quantitative Wirtschaftsforschung*. Wilhelm Krelle zum 60. Geburtstag. Tübingen, S. 493 - 506. – *RWI*, Rheinisch-Westfälisches Institut

für Wirtschaftsforschung (Hrsg.), (1987): Vierteljährliche Prognose mit dem RWI-Konjunkturmodell 1987-3 bis 1988-4. Nr. 26, Essen, 20. 12. 1987, bearb. von T. Weiß. – Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (1987): Vorrang für die Wachstumspolitik. Jahresgutachten 1987/88. Stuttgart u. a. – Schumpeter, J. A. (1954): History of Economic Analysis. Edtd. by E. B. Schumpeter. London. – Wallis, K. F. (ed.), Andrews, M. J., Fisher, P. G., Longbottom, J. A. and Whitley, J. D. (1986): Models of the UK Economy. A Third Review by the ESRC Macroeconomic Modelling Bureau. Oxford. – Weiß, T. (1987): Macroeconomic Forecasting with the Cochrane-Orcutt Method: ex post and ex ante Results. In: Polish Academy of Sciences – University of Lodz (eds.), Problems of Building and Estimation of Large Econometric Models. Warsaw and Lodz, forthcoming. – Weiß, T. (1988): Employment in the FRG – a Single Equation and Macromodel Analysis. In: Polish Academy of Sciences – University of Lodz (eds.), Problems of Building and Estimation of Large Econometric Models. Warsaw and Lodz, forthcoming. – Waelbroeck, J., De Roo, D. (1983): How Do European Short-Term Forecasters Predict? An evaluation of two sets of GNP Forecasts. In: Adams, G. F., Hickman, B. G. (ed.), Global econometrics. Essays in Honor of Lawrence R. Klein. Cambridge, Mass., S. 393 – 413.

## Zusammenfassung

### **Die Prognosen für 1988 im Rückblick: Der Börsenkrach vom 19. Oktober 1987 und seine gesamtwirtschaftlichen Folgen**

Die Arbeit geht den Ursachen der Fehler der westdeutschen Konjunkturprognosen für das Jahr 1988 nach. Basis der Untersuchung bildet eine entsprechende Prognose mit dem RWI-Konjunkturmodell, einem mittelgroßen ökonometrischen Modell für die Bundesrepublik, das sich seit mehr als zehn Jahren in der ständigen Anwendung für Prognose- und Simulationszwecke befindet.

Methodische Grundlage bilden vor allem eine Reihe von Simulationsrechnungen. Dabei zeigt sich, daß die wichtigste Fehlerursache in den Annahmen der Modellprognose bezüglich der staatlichen Bauinvestitionen, insbesondere aber des Welthandels zu sehen ist – eine Einschätzung, die wohl auch für die nicht-ökonometrischen Prognosen zutreffen dürfte. Als wichtigste endogene Fehlerquelle muß neben der Lager-Schätzung vor allem das offenbar geänderte Gewinnentnahmeverhalten angesehen werden. Letzteres hatte beachtliche Konsequenzen für die Treffsicherheit der Konsumerklärung.

Mit den vorgelegten Ergebnissen wird indirekt die Hypothese, die unerwartet positive gesamtwirtschaftliche Entwicklung im Jahre 1988 sei Indiz für das Greifen der angebotspolitischen Verbesserung der vorangegangenen Jahre, abgelehnt. Ausschlaggebend für das gute Ergebnis dürfte vielmehr die nach wie vor starke außenwirtschaftliche Orientierung der Wirtschaft der Bundesrepublik gewesen sein.

## Summary

### **The 1988 Economic Forecasts in Retrospect: The Stock Exchange Crash of 19 October 1987 and its Implications for the Economy Overall**

The paper analyzes the reasons why West Germany's economic forecasts for the year 1988 turned out to be wrong. It examines a prognosis drawn up on the basis of the RWI (Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung) cyclical forecasting model, i. e. a medium-size econometric model for the Federal Republic of Germany, that has been used for current forecasting and simulation purposes for more than ten years.

The methodical basis mainly consists of a number of simulation runs which show that the most serious error source is to be found in the assumptions used in forecasting public building investment and, more particularly, world trade on the basis of that model, and this evaluation is likely to be valid also for the non-econometric prognoses. Besides inventory estimates, the most important endogenous error source must be deemed to be the apparently changed profit withdrawal propensity. The latter had noteworthy consequences for the accuracy of consumption analyses.

The findings presented reject indirectly the hypothesis that the unexpectedly positive 1988 development of the West German economy overall indicated that the supply-side improvements of previous years had begun to make themselves felt. The positive result is rather to be explained by the continued strong export orientation of the economy of the Federal Republic of Germany.

## Résumé

### **Les prévisions pour 1988 en rétrospective: le krach boursier du 19 octobre 1987 et ses conséquences macroéconomiques**

L'auteur examine ici les causes des erreurs de prévision conjoncturelle ouest-allemande pour l'année 1988. Il base sa recherche sur une prévision appropriée avec un modèle conjoncturel du RWI (Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung), un modèle économétrique moyen pour la République fédérale que l'on utilise en permanence depuis plus de dix ans à des fins de prévision et simulation.

Une série de calculs de simulation constituent avant tout la base méthodique. Ceux-ci montrent que la principale erreur est celle des hypothèses du pronostic type concernant les investissements publics en construction, mais avant tout le commerce mondial – une estimation qui devrait être d'ailleurs aussi correcte pour les pronostics non-économétriques. La principale source endogène d'erreurs, à côté de l'estimation des stocks, est celle du comportement des retraits de bénéfices, qui s'est visiblement modifié. Ce dernier a eu d'énormes conséquences pour la précision de l'explication de la consommation.

Avec les résultats présentés, l'auteur rejette indirectement l'hypothèse que l'évolution positive inattendue de l'économie en 1988 est due à l'amélioration politique des années précédentes. Ce qui a été décisif pour le bon résultat devrait plutôt être la forte orientation économique des échanges extérieurs de la République fédérale.