Wie gut sind die Prognosen der Arbeitsgemeinschaft wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute in der Bundesrepublik Deutschland?

Von

Gebhard Kirchgässner

Inhalt: I. Einleitung. - II. Die Daten. - III. Tests auf Unverzerrtheit der Institutsprognosen. - IV. Tests auf Effizienz der Institutsprognosen. - V. Abschließende Bemerkungen.

I. Einleitung

Im Anschluß an die Diskussion um die Theorie rationaler Erwartungen entstanden eine Reihe von Arbeiten, die sich mit der Rationalität tatsächlich erstellter Wirtschaftsprognosen befaßten[1]. Die meisten Arbeiten untersuchten die Livingstone Daten, Ergebnisse von Expertenumfragen, welche halbjährlich in den Vereinigten Staaten durchgeführt werden. In der Bundesrepublik Deutschland werden Wirtschaftsprognosen seit Mitte der sechziger Jahre regelmäßig von der Arbeitsgemeinschaft wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute erstellt[2]. Gleichwohl gibt es bisher kaum Arbeiten, in welchen die Qualität bzw. die Rationalität dieser Prognosen diskutiert wird. Die wichtigste bisherige Arbeit dürfte die von Neumann und Buscher [1980] sein, in welcher die Inflationsprognosen dieser Arbeitsgemeinschaft untersucht werden. Die beiden Autoren kommen zu dem Schluß, daß diese Prognosen weder unverzerrt, noch effizient, noch konsistent sind, d. h., daß sie den Kriterien, welche man von der Theorie rationaler Erwartungen an sie legen müßte, nicht genügen[3]. Kirchgässner [1982] untersucht die Jahres-

Bemerkung: Frühere Fassungen dieses Artikels wurden in Seminaren an den Universitäten Konstanz, Siegen und Zürich vorgestellt. Herrn Prof. Dr. Gerd Ronning (Universität Konstanz), Herrn Prof. Dr. Jürgen Wolters (Freie Universität Berlin) sowie den Teilnehmern an den oben aufgeführten Veranstaltungen danke ich für wichtige Anregungen und Hinweise

[1] Siehe hierzu z. B. Aiginger [1981] oder die in Brown und Maital [1981] angegebenen Arbeiten.

[2] Der Arbeitsgemeinschaft deutscher wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute e.V. gehören derzeit folgende 5 große Institute an· Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), Berlin; HWWA-Institut für Wirtschaftsforschung, Hamburg; IFO-Institut für Wirtschaftsforschung, München; Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel; Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung, Essen.

[3] Siehe hierzu auch die Diskussion in Tödter [1981] sowie die Erwiderung in Neumann und Buscher [1981]

prognosen für das reale Bruttosozialprodukt und gelangt zu dem Ergebnis, daß diese Prognosen unverzerrt und möglicherweise auch effizient sind, d. h., daß sie den Bedingungen schwacher Rationalität, möglicherweise auch denen strenger Rationalität genügen.

Es ist zwar möglich, daß die Qualität der Prognosereihen der Wirtschaftsforschungsinstitute so unterschiedlich ist, aber es scheint doch merkwürdig zu sein. Schließlich werden diese Prognosereihen von der gleichen Institution erstellt. Auf jeden Fall ist es angezeigt, sich etwas allgemeiner und systematischer mit den Prognosen dieser Institute zu befassen. Dabei stellt sich zunächst wieder die Frage nach der Rationalität der Prognosen: Genügen sie den Bedingungen der schwachen oder möglicherweise auch denen der strengen Rationalität? Zum anderen ist aber auch zu fragen, wie gut diese Prognosen im Vergleich mit möglichen Alternativen abschneiden.

Die Relevanz solcher Untersuchungen ergibt sich u. a. aus der Diskussion um die Theorie rationaler Erwartungen. Zum einen müssen die Erwartungsbildungsprozesse genauer untersucht werden, um die Theorie rationaler Erwartungen empirisch zu überprüfen[1]. Gilt aber die Theorie rationaler Erwartungen zumindest für bestimmte Wirtschaftssubjekte, so hat dies Auswirkungen auf die Theorie der Wirtschaftspolitik, auch wenn man nicht notwendigerweise zu den Schlußfolgerungen der neuen klassischen Makroökonomik gelangen muß.

Im folgenden werden zunächst die Daten vorgestellt. In Abschnitt III wird die Unverzerrtheit der Prognosen überprüft: Es wird untersucht, ob sie den Bedingungen schwacher Rationalität genügen. In Abschnitt IV werden verschiedene Tests auf Effizienz der Prognosen durchgeführt, wobei univatriate autoregressive Prognosen als Vergleich herangezogen werden. Es wird sich zeigen, daß die Prognosen der Wirtschaftsinstitute nicht nur den Bedingungen der schwachen Rationalität genügen, sondern daß sie darüber hinaus - gemessen an den hier durchgeführten Tests - auch (schwach) effizient sind.

II. Die Daten

Seit Mitte der sechziger Jahre gibt die Arbeitsgemeinschaft wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute in der Bundesrepublik Deutschland regelmäßig Frühjahrs- und Herbstgutachten zur nationalen und internationalen Wirtschaftslage heraus. Diese Gutachten enthalten Prognosen über die zukünftige Entwicklung wichtiger makroökonomischer Größen in der Bundesrepublik Deutschland. Die Prognosen beziehen sich als Jahresprognosen

[1] Findet man, daß die erstellten Prognosen den Bedingungen nicht genugen, welche von der Theorie rationaler Erwartungen gefordert werden, so muß dies nicht heißen, daß die Prognosen schlecht sind, sondern es könnte auch bedeuten, daß dies gegen die Theorie rationaler Erwartungen spricht.

jeweils auf das laufende und im Herbstgutachten auch auf das folgende Jahr, als Halbjahresprognosen auf das laufende Halbjahr (3-Monats-Prognosen), auf das folgende Halbjahr (9-Monats-Prognosen) und im Herbstgutachten auch auf das übernächste Halbjahr (15-Monats-Prognosen). Die Prognosen für das laufende Jahr und für das laufende Halbjahr sind keine reinen Prognosen, da zum Zeitpunkt der Erstellung der Prognose ein Teil der prognostizierten Entwicklung bereits Vergangenheit ist. Aus diesem Grund werden wir diese „Prognosen" hier nicht untersuchen. Bei den Prognosen für das kommende Jahr sowie für das übernächste Halbjahr liegen bisher nur sehr wenige Beobachtungen vor, so daß einigermaßen zuverlässige statistische Aussagen kaum möglich erscheinen. Somit verbleiben als Untersuchungsgegenstand die 9-Monats-Prognosen, die vom Frühjahrsgutachten 1968 an für das jeweils folgende Halbjahr regelmäßig erstellt wurden. Die beiden einzigen Ausnahmen sind das 1. Halbjahr 1972 und das 1. Halbjahr 1974: Bei den Herbstgutachten 1971 und 1973 konnten sich die Institute nur zu Jahresprognosen, nicht aber zu Halbjahresprognosen entschließen. Für diese beiden Zeitpunkte ergänzen wir die Prognosereihen durch die jeweiligen 3-Monats-Prognosen, um nicht unterbrochene Zeitreihen zu erhalten[1]. Damit stehen uns für die Zeit vom 2. Halbjahr 1968 bis zum 1. Halbjahr 1982 insgesamt 28 Beobachtungen für jede Prognosereihe zur Verfügung.

Untersucht werden die Prognosen für die wichtigsten Aggregate der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung, wie Bruttosozialprodukt (BSP), Privater Konsum (PC), Private Anlageinvestitionen (PI), Export (EX) sowie Import (IM), und zwar jeweils die nominalen Werte, die realen Werte und die Werte der Preisindizes. Das ergibt insgesamt 15 Prognosereihen. Dabei werden jeweils die auf das entsprechende Halbjahr des Vorjahres bezogenen Wachstumsraten untersucht.

Die Prognosereihen erhalten wir aus den Gutachten der Arbeitsgemeinschaft der Forschungsinstitute. Das gleiche gilt für die realisierten Werte der einzelnen Variablen. Um den gleichen Informationsstand zu haben, welchen die Forschungsinstitute bei Erstellung der Prognose hatten, verwenden wir die in den Gutachten angegebenen (vorläufigen) Werte für das jeweils abgelaufene Halbjahr als realisierte Werte: Aus dem Frühjahrsgutachten 1980 verwenden wir z. B. die Prognosewerte für das 2. Halbjahr 1980 und als realisierte Werte die Schätzwerte für das 2. Halbjahr 1979. Diese Schätzwerte unterschei-

[1] Die Zeitreihen wurden dadurch etwas „geschönt", da die Prognosefehler für diese beiden Zeitabschnitte kleiner ausfallen, als zu erwarten gewesen wäre. Schließlich konnten sich die Institute damals auf Grund der großen Unsicherheit nicht zu Halbjahresprognosen entschließen. Gegenüber den Instituten ist dies „fair", da hierdurch die Urteile über die Prognosen allenfalls günstiger ausfallen können. Dies gilt besonders dann, wenn man berücksichtigt, daß es sich hier auch um das 1. Halbjahr 1974 handelt, in welchem der im Herbst 1973 in diesem Ausmaß noch nicht vorhersehbare exogene Schock der Ölpreisexplosion auf die westdeutsche Wirtschaft einwirkte

den sich z. T. erheblich von den später veröffentlichten „endgültigen“ Werten; aber diese endgültigen Werte stehen den Instituten zum Zeitpunkt der Prognose auch nicht zur Verfügung. Nur soweit wir zur Überprüfung der Effizienz der Prognosen Werte für die Zeit vor dem 2. Halbjahr 1968 benötigen, verwenden wir als realisierte Werte die Werte aus der vierteljährlichen Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung des DIW[1].

III. Tests auf Unverzerrtheit der Institutsprognosen

Die erste und wichtigste Forderung, die an eine vernünftige (optimale) Prognose zu stellen ist, ist die der Unverzerrtheit[2]. Diese impliziert, daß der Erwartungswert der Prognosefehler Null ist. Nimmt man an, daß die Fehler unabhängig identisch normal verteilt sind, kann dies mit Hilfe eines t-Tests überprüft werden. Bevor ein solcher Test durchgeführt wird, muß aber sichergestellt werden, daß die Unabhängigkeitsannahme nicht verletzt ist, d.h., daß die Fehler keine Autokorrelation aufweisen. Überprüft man dies bei unseren Daten, so ergibt sich, daß fast alle Fehlerreihen Autokorrelation (zumindest) 1. Ordnung aufweisen. Man könnte daher versucht sein, die Hypothese der Unverzerrtheit der Prognosen allein schon deshalb abzulehnen, wie dies z. B. Neumann und Buscher [1980] getan haben. Allein damit wären schon die Annahmen der Rationalität dieser Prognosen verworfen.

Nun ist bei der Erstellung der Prognose im Zeitabschnitt t der realisierte Wert für diesen Zeitraum und damit der Prognosefehler noch gar nicht bekannt. Die 9-Monats-Prognosen sind Zwei-Schritt-Prognosen, deren Fehler einem Moving-Average-Prozess 1. Ordnung folgen dürfen,

$$u_t = \varepsilon_t + \rho\, \varepsilon_{t-1}, \quad |\rho| \leq 1 \tag{1}$$

wobei u_t der Fehler und ε_t weißes Rauschen ist. Ob der Erwartungswert der Prognosefehler tatsächlich Null ist, kann in diesem Fall überprüft werden, indem das Modell

$$u_t = \mu + \varepsilon_t + \rho\, \varepsilon_{t-1}, \quad \varepsilon \approx N\,(O, \sigma^2 I) \tag{1'}$$

geschätzt und dann getestet wird, ob μ signifikant von Null verschieden ist und ob die geschätzten Residuen noch Autokorrelation aufweisen.

---

[1] Quelle der Daten: a) Arbeitsgemeinschaft deutscher wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute e.V., Die Lage der Weltwirtschaft und der westdeutschen Wirtschaft, Herbst 1968 bis Herbst 1982, in: *DIW Wochenberichte*, verschiedene Ausgaben; b) DIW, *Vierteljährliche Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung* 1950-1960, I/1960-IV/1969 (Ausgabe 1/1982), I/1970-I/1982 (Ausgabe 6/1982).

[2] Zur Beschreibung der Forderungen, welche von der Theorie rationaler Erwartungen an Prognosen gestellt werden, und zur Beschreibung der entsprechenden Testverfahren siehe z. B. Kirchgässner [1982, S. 224 ff.].

Tabelle 1 - *Geschätzte Moving-Average-Prozesse der Prognosefehler 2. Halbjahr 1968 - 1. Halbjahr 1982*

Variable	μ	ρ	SER	Q_1[a]	Q_2[a]	FG
BSP_n	-0,030 (-0,05)	0,504** (3,05)	2,034	4,836+	5,977	26
BSP_r	-0,241 (-0,40)	0,445* (2,59)	2,212	2,627	4,330	26
P_{BSP}	0,247 (1,06)	0,481* (2,65)	0,841	1,074	2,574	26
PC_n	0,016 (0,04)	0,550** (3,47)	1,450	2,121	7,492	26
PC_r	-0,161 (-0,39)	0,415* (2,35)	1,550	1,260	1,591	26
P_{PC}	0,225 (0,92)	0,554** (3,38)	0,841	0,700	5,605	26
PI_n	0,106 (0,10)	0,384+ (1,49)	4,659	10,099**	15,990**	26
PI_r	-0,249 (-0,27)	0,269 (1,42)	3,932	1,574	4,195	26
P_{PI}	0,302 (0,58)	0,414* (2,35)	1,953	1,154	2,722	26
EX_n	2,191 (1,15)	0,602** (4,02)	6,347	1,500	4,206	26
EX_r[b]	2,267 (1,47)	0,438* (2,48)	5,758	0,283	2,271	26
P_{EX}	0,278 (0,40)	0,356* (2,48)	2,755	4,694+	6,485	26
IM_n	2,282 (1,65)	0,337+ (1,82)	5,512	0,713	3,106	26
IM_r	1,847 (1,61)	0,649** (4,48)	3,701	1,992	3,447	26
P_{IM}	0,405 (0,54)	0,188 (0,99)	3,329	2,858	7,988	26

[a] Zur Berechnung der Teststatistiken Q_1 und Q_2 wurden 4 bzw. 8 Lags verwendet. Bei Gültigkeit der Nullhypothese, daß die Residuen weißes Rauschen darstellen, sind diese Teststatistiken asymptotisch χ^2-verteilt mit 2 bzw. 6 Freiheitsgraden. - [b] Das „backforecasting" wurde bei der Schätzung der Parameter unterdrückt. - Die Zahlen in Klammern geben die $\hat{t}$-Werte der geschätzten Parameter an. **, *, bzw. + bedeutet, daß die jeweilige Nullhypothese auf dem 1-Prozent-, 5-Prozent- bzw. 10-Prozent-Signifikanzniveau verworfen werden kann.

Die Ergebnisse sind in Tabelle 1 dargestellt. In fast allen Fällen weist der Fehlerprozess den erwarteten gleitenden Durchschnitt 1. Ordnung auf. Nur bei den realen Investitionen und beim Preisindex der Importe ist der geschätzte Koeffizient $\hat{\rho}$ nicht wenigstens auf dem 10-Prozent-Niveau signifikant von Null verschieden, und in allen Fällen hat er das erwartete positive Vorzeichen. Das Absolutglied ist in keinem Fall signifikant von Null verschieden. Und schließlich zeigt die Box-Pierce-Q-Statistik nur in einem von 15 Fällen deutlich an, daß in den Residuen der geschätzten MA(1)-Prozesse noch Autokorrelation vorhanden ist. Die Hypothese der Unverzerrtheit der Institutsprognosen kann daher nicht abgelehnt werden, weshalb sie die Bedingung der „schwachen" Rationalität erfüllen.

Ein alternatives Verfahren zur Überprüfung der Unverzerrtheit der Prognosewerte besteht darin, daß man eine Regression von den tatsächlichen Werten auf die Prognosewerte der einzelnen Zeitreihen durchführt und dann die gemeinsame Nullhypothese überprüft, daß das Absolutglied den Wert Null und der Regressionskoeffizient den Wert Eins hat. Führt man diesen Test mit Hilfe des OLS-Verfahrens durch, so ergibt sich das Problem, daß die Schätzungen für die Parameter zwar konsistent sind, daß aber wegen des MA(1)-Fehlerprozesses die geschätzten Varianzen der Parameter zu gering sind, weshalb die Tests gegen die Ablehnung der Nullhypothese verzerrt sind. Andererseits aber sind, wie Brown und Maital [1981] unter Verweis auf Hansen [1982] ausgeführt haben, GLS-Schätzungen für die Parameter dieser Regressionsbeziehungen nicht konsistent. Das von Brown und Maital unter Berufung auf Sims vorgeschlagene und auch hier verwendete Verfahren beruht nun darauf, für die Parameter (konsistente) OLS-Schätzungen und für die Varianzen (konsistente) GLS-Schätzungen durchzuführen, um daraus die Testgrößen zu konstruieren.

Es sei in allgemeiner Schreibweise

$$y = X\beta + u \tag{2}$$

$$E(u\,u') = \Omega \tag{2a}$$

unser Modell, wobei y der (T×1)-Vektor der abhängigen Variablen ist, X die (T×k)-Matrix der vorherbestimmten Variablen, β der (k×1)-Parametervektor und u der (T×1)-Vektor der Störgrößen. T ist dabei die Zahl der Beobachtungen. In unserem speziellen Fall (Zwei-Schritt-Prognosen) hat Ω folgende Gestalt:

$$\Omega = \sigma^2 \begin{bmatrix} 1 & \lambda & 0 & . & . & . & 0 \\ \lambda & 1 & \lambda & . & & & . \\ 0 & \lambda & 1 & . & . & & . \\ . & . & . & . & . & . & . \\ . & & . & . & . & . & 0 \\ . & & & . & . & . & \lambda \\ 0 & . & . & . & . & \lambda & 1 \end{bmatrix} \tag{2b}$$

Dabei ist λ der Autokorrelationskoeffizient 1. Ordnung. Damit Ω die Autokovarianzmatrix eines schwach stationären Moving-Average-Prozesses ist, muß für λ gelten:

$$|\lambda| \leq 0{,}5 \tag{2c}$$

Dies entspricht einem MA(1)-Prozeß mit $|\rho| \leq 1$. Wie sich aus Hansen [1982] ergibt, gilt für den OLS-Schätzer $\hat{\beta}$ unter einigen zusätzlichen, wenig restriktiven Annahmen:

$$\sqrt{T}\,(\hat{\beta} - \beta) \xrightarrow{d} N\,(O, Q) \tag{3}$$

mit:

$$Q = \operatorname{plim}\,(\tfrac{1}{T}\,X'X)^{-1}\,(\tfrac{1}{T}\,X'\Omega\,X)\,(\tfrac{1}{T}\,X'X)^{-1} \tag{4}$$

wobei $\xrightarrow{d}$ die asymptotische Konvergenz in der Verteilung bedeutet. Unter der gemeinsamen Nullhypothese H_0: $\beta = \beta_0$ konvergiert die Teststatistik

$$q = (\hat{\beta} - \beta_0)'\,Q^{-1}\,(\hat{\beta} - \beta_0) \tag{5}$$

in Verteilung gegen eine x^2-Verteilung mit k Freiheitsgraden.

Da Ω und damit auch Q jedoch unbekannt sind, müssen hierfür Schätzungen verwendet werden. Eine konsistente Schätzung für Ω und damit auch für Q kann man dadurch erhalten, daß die Varianz und der Autokorrelationskoeffizient 1. Ordnung der geschätzten Residuen in (8b) eingesetzt werden, um mit dem so geschätzten $\hat{\Omega}$

$$\hat{Q} = T\,(X'X)^{-1}\,(X'\hat{\Omega}\,X)\,(X'X)^{-1} \tag{6}$$

zu berechnen. Wird diese geschätzte Varianz-Kovarianzmatrix in (5) eingesetzt, so erhält man eine asymptotisch gültige Teststatistik für die verbundene Nullhypothese.

Entsprechend kann man auch die t-Werte

$$\hat{t} = \hat{\beta}_i/\sqrt{v_{ii}} \tag{7}$$

ermitteln, wobei v_{ii} das i-te Element der Hauptdiagonalen der Matrix $(X'X)^{-1}$ $(X'\Omega\,X)$ $(X'X)^{-1}$ ist.

Mit diesem Verfahren wurde für alle 15 Reihen die Beziehung

$$X_t = \alpha + \beta\,P_{t-2}\,(X_t) + u_t \tag{8}$$

geschätzt, wobei X_t den tatsächlichen Wert bezeichnet, P_{t-2} (X_t) den Prognosewert und u_t das stochastische Restglied. Die Ergebnisse sind in Tabelle 2 dargestellt. Dabei zeigt sich zuerst, daß der geschätzte Wert des Autokorrelationskoeffizienten 1. Ordnung der OLS-Residuen, $\hat{\lambda}$, zwar bis auf die Zeitreihe der Importpreise immer das erwartete positive Vorzeichen aufweist, daß er aber in 4 Fällen über dem theoretischen Maximum von 0,5 liegt. Wir verwenden zwar eine konsistente Schätzfunktion für den Autokorrelationskoeffizienten, diese ist aber nicht auf Werte $\leq 0{,}5$ beschränkt. Daher kann es für theoretische Werte, die nahe bei 0,5 liegen, ohne weiteres geschehen, daß der geschätzte Wert über 0,5 liegt. Solche theoretischen Werte sind aber in unserem Modell möglich. Um diesem Problem zu begegnen, wurde hier (wie auch bei allen weiteren solchen Tests) für die Berechnung der Teststatistiken ein Wert von 0,5 angenommen, wenn der geschätzte Koeffizient größer als 0,5 war.

Wie aus Tabelle 2 ersichtlich wird, zeigt die geschätzte q-Statistik in keinem Fall an, daß die gemeinsame Nullhypothese - das Absolutglied habe den Wert Null und der Regressionskoeffizient den Wert Eins - verworfen

Tabelle 2 - *Test auf Unverzerrtheit der Gemeinschaftsprognosen 2. Halbjahr 1968 - 1. Halbjahr 1982*

Variable	α	β	λ	$\bar{R}^2$	SER	q^a	FG
BSP_n	2,334 (1,00)	0,717* (2,63)	0,669[b]	0,264	2,366	1,081	26
BSP_r	- 0,348 (- 0,30)	1,030** (3,37)	0,434	0,364	2,493	0,164	26
P_{BSP}	- 0,576 (- 0,70)	1,170** (7,33)	0,419	0,760	0,915	2,352	26
PC_n	2,504 (1,49)	0,700** (3,45)	0,657[b]	0,409	1,664	2,303	26
PC_r	- 0,451 (- 0,57)	1,089** (5,27)	0,347	0,580	1,698	0,335	26
P_{PC}	0,981 (1,47)	0,838** (6,17)	0,448	0,699	0,890	2,441	26
PI_n	- 1,373 (- 0,66)	1,177** (5,75)	0,354	0,617	4,918	0,753	26
PI_r	- 0,538 (- 0,48)	1,084** (6,03)	0,269	0,630	4,100	0,289	26
P_{PI}	1,037 (0,76)	0,851** (3,30)	0,514[b]	0,355	2,151	0,647	26
EX_n	2,554 (0,64)	0,965* (2,60)	0,297	0,215	6,992	1,790	26
EX_r	2,215 (0,75)	0,951* (2,27)	0,389	0,176	6,263	1,545	26
P_{EX}	- 0,760 (- 0,71)	1,295** (5,38)	0,206	0,556	2,885	1,719	26
IM_n	4,236 (1,41)	0,819** (3,32)	0,344	0,341	5,770	3,154	26
IM_r	2,532 (1,16)	0,893** (3,22)	0,507[b]	0,360	4,395	2,608	26
P_{IM}	- 0,412 (- 0,59)	1,227** (9,12)	- 0,029	0,748	3,231	3,373	26

[a] Unter der Nullhypothese H_0: $\alpha = 0 \wedge \beta = 1$ ist q asymptotisch χ^2-verteilt mit 2 Freiheitsgraden. - [b] Da der geschätzte Autokorrelationskoeffizient größer als der theoretisch maximal zuverlässige Wert von 0,5 war, wurde für die Berechnung der Teststatistiken $\lambda = 0,5$ gesetzt.

werden kann. Betrachtet man daneben die Einzelhypothesen, so zeigt sich, daß das Absolutglied in keinem Fall signifikant von Null und der Regressionskoeffizient des Prognosewertes in keinem Fall signifikant von Eins verschieden ist. Die Hypothese der Unverzerrtheit bzw. der schwachen Rationalität der Erwartungsvariablen kann somit aufgrund dieses Tests in keinem Fall verworfen werden[1].

Betrachtet man die Werte des bereinigten R^2, so sieht man, daß die Erklärungskraft bei den einzelnen Prognosereihen sehr unterschiedlich ist. Während beim nominalen und beim realen Export gerade etwa 20 vH der Varianz der tatsächlichen Werte mit Hilfe der Prognosen „erklärt" werden können, sind dies bei den Preisreihen des Sozialprodukts, des privaten Konsums und der Importe immerhin um oder über 70 vH. Überhaupt werden die Preisreihen im allgemeinen besser prognostiziert als die nominalen und die realen Reihen. Insgesamt scheint die Prognoseleistung jedoch eher unbefriedigend zu sein. Aber können überhaupt bessere Prognosen erstellt werden?

IV. Tests auf Effizienz der Institutsprognosen

1. Das traditionelle Vorgehen

Damit wird nach der Effizienz der Prognosen gefragt: Können die (teilweise nicht sehr guten) Prognosen durch Einbeziehung zusätzlicher Information verbessert werden? Die erste Frage, welche man dabei stellen kann, ist, ob die verzögerten Werte der einzelnen Variablen eine Information enthalten, die in den Prognosen nicht (optimal) berücksichtigt ist. Um dies zu untersuchen, werden im allgemeinen die folgenden beiden Ansätze gewählt:

a) Man bezieht in Gleichung (8) auch die verzögerten Werte von X ein und testet, ob sie gemeinsam einen Beitrag zur Erklärung der abhängigen Variablen leisten:

[1] Dies gilt auch für die von Neumann und Buscher [1980] untersuchte Zeitreihe des Preisindex des privaten Konsums. Wir kommen hier zum genau gegenteiligen Ergebnis dieser Autoren. Sie kommen zu ihrem (falschen) Ergebnis, weil sie die in den Fehlern vorhandene Autokorrelation 1. Ordnung fälschlicherweise als Indiz fehlender Rationalität interpretieren. Sie sehen nicht, daß es sich hier um Zwei-Schritt-Prognosen handelt, deren Fehlerprozesse einen MA(1)-Prozeß aufweisen. Andererseits zeigen auch die von ihnen in Tabelle 3 [Neumann, Buscher 1980, S. 539] aufgeführten Ergebnisse, daß weder die Konstante signifikant von Null noch der Regressionskoeffizient der Erwartungsvariablen signifikant von Eins verschieden ist. (Die Autokorrelation in den Residuen verzerrt nicht die geschätzten Parameter, sondern sie führt zu einer systematischen Unterschätzung der Varianzen dieser Parameter. Damit aber sind – wiederum entgegen der Meinung von Neumann und Buscher – deren Ergebnisse nicht zugunsten, sondern zuungunsten der Hypothese verzerrt, die Prognosen seien schwach rational. Korrekt interpretiert stützen damit auch die Ergebnisse von Neumann und Buscher die Hypothese der schwachen Rationalität für die Institutsprognosen.)

$$X_t = \alpha + \beta\, P_{t-2}(X_t) + \sum_{i=2}^{k} \delta_i\, X_{t-i} + v_t \tag{9}$$

$$H_0\colon\ \delta_i = 0 \quad \text{für} \quad i = 2,\dots,k$$

b) Alternativ dazu kann man eine Regression der Prognosefehler auf die verzögerten Werte von X durchführen und untersuchen, ob die verzögerten Werte hier einen Erklärungsbeitrag liefern:

$$u_t = \delta_0 + \sum_{i=2}^{k} \delta_i\, X_{t-i} + \zeta_t \tag{10}$$

$$H_0\colon\ \delta_i = 0 \quad \text{für} \quad i = 2,\dots,k$$

Für vorgegebenes k kann dies jeweils mit Hilfe eines F-Tests überprüft werden. A priori aber haben wir keine Information über k. Um k deshalb nicht ad hoc festzusetzen, z. B. k = 2 oder k = 4, erscheint es sinnvoll, ein statistisches Kriterium zur Bestimmung von k zu verwenden. In unserem Fall haben wir die Zahl der eingeschlossenen Werte der verzögerten Variablen gemäß dem Akaike-Kriterium bestimmt, d. h., der finale Prognosefehler (FPE) wurde minimiert, der sich für Beziehung (9) als

$$FPE = \frac{T + k + 1}{T - k - 1} \cdot \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} \hat{v}_t^2 \tag{11}$$

ergibt und für Beziehung (10) als

$$FPE = \frac{T + k}{T - k} \cdot \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} \hat{\zeta}_t^2 \tag{11'}$$

Dabei sind $\hat{u}_t$ bzw. $\hat{\zeta}_t$ die OLS-Residuen der beiden Gleichungen, T ist der Stichprobenumfang. Die Hypothese der Effizienz wird jetzt nicht mehr mit Hilfe eines F-Tests überprüft, sondern diese Hypothese wird verworfen, wenn es gemäß dem in (11) angegebenen Kriterium möglich ist, durch Einbeziehung verzögerter Werte von X den finalen Prognosefehler zu reduzieren.

Die Ergebnisse sind in Tabelle 3 wiedergegeben. Es zeigt sich, daß nach Verfahren (a) in 10 und nach Verfahren (b) in 9 von 15 Fällen der finale Prognosefehler reduziert werden kann. Die Verbesserungen der Prognosen sind zwar in den meisten Fällen nicht allzu groß, in einzelnen Fällen, wie z. B. beim Preisindex der Investitionen, scheinen sie jedoch erheblich zu sein. Daraus kann man den Schluß ziehen, daß in der Mehrzahl der Fälle die Prognosen der Institute zwar unverzerrt, aber nicht effizient sind.

Problematisch an diesem traditionellen Vorgehen ist jedoch, daß es sich bei den durchgeführten Tests um Anpassungstests und nicht um wirkliche Prognosetests handelt. Bei der Durchführung dieser Tests wird unterstellt, die im gesamten Beobachtungszeitraum angefallene Information hätte bereits zu Beginn dieses Zeitraums zur Verfügung gestanden. Dies ist aber offensichtlich

Tabelle 3 – *1. Test auf Effizienz der Gemeinschaftsprognosen 2. Halbjahr 1968 – 1. Halbjahr 1982*

Variable		k^{*a}	FPE	$\bar{R}^2$	SER	FG
BSP_n	a)	3	5,993	0,311	2,290	24
	b)	0	5,939	0,000	2,395	27
BSP_r	a)	3	6,568	0,412	2,397	24
	b)	3	6,112	0,078	2,349	25
P_{BSP}	a)	4	0,761	0,815	0,803	23
	b)	5	0,847	0,167	0,848	23
PC_n	a)	3	2,838	0,470	1,576	24
	b)	3	2,903	0,142	1,619	25
PC_r	a)	0	3,090	0,580	1,698	26
	b)	0	2,905	0,000	1,675	27
P_{PC}	a)	6	0,537	0,837	0,655	21
	b)	6	0,771	0,238	0,797	22
PI_n	a)	0	26,915	0,617	4,918	26
	b)	0	25,056	0,000	4,919	27
PI_r	a)	0	18,008	0,630	4,100	26
	b)	0	16,945	0,000	4,045	27
P_{PI}	a)	5	4,015	0,539	1,818	22
	b)	5	3,741	0,301	1,782	23
EX_n	a)	2	48,621	0,295	6,626	25
	b)	2	45,349	0,101	6,625	26
EX_r	a)	2	39,152	0,257	5,947	25
	b)	2	36,432	0,100	5,831	26
P_{EX}	a)	3	8,616	0,598	2,746	24
	b)	3	8,634	0,090	2,793	25
IM_n	a)	6	33,575	0,468	5,183	21
	b)	6	32,057	0,199	5,138	22
IM_r	a)	0	20,694	0,360	4,395	26
	b)	0	19,434	0,000	4,332	27
P_{IM}	a)	0	11,185	0,748	3,231	26
	b)	0	11,523	0,000	3,336	27

[a] k* ist der Wert der maximalen Verzögerung, bei welchem entsprechend dem Akaike-Kriterium der finale Prognosefehler minimiert wurde

nicht der Fall. Insofern sind die Ergebnisse dieser Tests nur mit Vorbehalt zu betrachten: sie sind verzerrt in Richtung auf die Verwerfung der Annahme der Effizienz. Wird mit solchen Tests die Hypothese der Effizienz nicht verworfen, so kann sie – gegeben die jeweilige Informationsmenge – auch mit einem Prognosetest kaum verworfen werden. Wird sie jedoch verworfen, so bedeutet dies noch nicht, daß die Prognosen nicht effizient sind. Um die Frage der Effizienz der Prognosen tatsächlich klären zu können, müssen daher Prognosetests und nicht Anpassungstests durchgeführt werden.

2. Vergleich mit autoregressiven Zwei-Schritt-Prognosen

Die Frage nach der Effizienz der Prognosen ist vor allem die Frage, wie gut bestimmte Prognosen im Vergleich zu anderen abschneiden, d. h., sie ist (im Gegensatz zur Unverzerrtheit) in erster Linie eine relative Fragestellung. Die Institutsprognosen sollten daher mit anderen Prognosen, welche auf der gleichen Informationsmenge basieren, verglichen werden. Der einfachste Weg zur Erstellung solcher Prognosen ist die Schätzung univariater (ARIMA-) Modelle für die einzelnen Zeitreihen und die Verwendung dieser Modelle zur Erstellung von Prognosen. Nun scheinen solche univariaten Prognosen auf den ersten Blick den Institutsprognosen hilflos unterlegen zu sein, verwenden sie doch nur eine sehr geringe Informationsbasis, während bei der Erstellung der Institutsprognosen auch komplexe ökonometrische Modelle hinzugezogen werden, welche auf einer sehr viel breiteren Informationsbasis beruhen. In der Diskussion der letzten Jahre über die Prognosequalitäten großer ökonometrischer Modelle wurde jedoch vor allem von Granger, aber auch von einer Reihe anderer Autoren immer wieder darauf hingewiesen, daß die univariaten Modelle zumindest auf die kurze Frist in vielen Fällen bessere Prognosen liefern als viele große ökonometrische Modelle[1]. Aufgrund dieser Ergebnisse scheint es durchaus sinnvoll zu sein, die Institutsprognosen mit den Prognosen univariater Modelle für die einzelnen Zeitreihen zu vergleichen.

Es geht daher im folgenden zunächst darum, für jede der 15 Zeitreihen und für jeden der insgesamt 28 Prognosezeiträume eine Prognosegleichung zu schätzen. Um den Rechenaufwand für diese insgesamt 420 Prognosegleichungen in vertretbarem Rahmen zu halten, haben wir uns zum einen auf rein autoregressive Prozesse bis 8. Ordnung beschränkt und zum anderen bei jeder Zeitreihe für alle Prognosegleichungen die gleiche Ordnung unterstellt, wobei diese Ordnung aus der Schätzung von Modellen über den gesamten Zeitraum gewonnen wurde. Das genaue Vorgehen war folgendermaßen:

(i) Schätzung von AR(1)- bis AR(8)-Modellen für die einzelnen Zeitreihen über den gesamten Beobachtungszeitraum von 1/1955 bis 1/1982

(ii) Bestimmung der maximalen Verzögerung nach dem Akaike-Kriterium durch Minimierung des finalen Prognosefehlers[2]

---

[1] Siehe hierzu z B. Granger und Newbold [1975; 1977, S. 300 ff.] sowie die dort angegebene Literatur.

[2] Dabei ergaben sich folgende Werte für die optimale Lag-Länge k*.

BSP_n: 2, BSP_r: 2, P_{BSP}: 5, PC_n: 2, PC_r: 2, P_{PC}: 4, PI_n: 4, PI_r. 2, P_{PI}. 5, EX_n: 5, EX_r. 5, P_{EX}: 3, IM_n: 2, IM_r: 2, P_{IM}: 6.

(iii) Schätzung von Prognosegleichungen für die Beobachtungszeiträume $t = t_0, \ldots, t_1$, mit $t_1 = 2/1967 - 1/1981$, und $t_0 = t_1 - 32$, wobei $t_0 \geq 1/1955$; d. h., für die Schätzung der Prognosegleichungen wurden jeweils 32 Beobachtungen verwendet, wobei der Schätzzeitraum aber nicht länger als bis zum 1. Halbjahr 1955 zurückreichte[1].

Mit den so gewonnenen Prognosegleichungen wurden dann für die Zeiträume 2. Halbjahr 1968 bis 1. Halbjahr 1982 Zwei-Schritt-Prognosen erstellt.

Bevor diese Prognosen mit den Institutsprognosen verglichen werden können, muß untersucht werden, ob sie selbst den Bedingungen schwacher Rationalität genügen. Schätzt man für die Prognosefehler dieser autoregressiven Prognosen MA(1)-Prozesse entsprechend Beziehung (1'), so ergibt sich folgendes Bild: Der Mittelwert der Prognosefehler ist in 2 Fällen signifikant von Null verschieden. Der Schätzwert für den Moving-Average-Parameter $\hat{\rho}$ hat immer das erwartete positive Vorzeichen und ist immer signifikant von Null verschieden. Der Q-Test auf Autokorrelation der Residuen zeigt in zwei Fällen - beim Preisindex der privaten Investitionen und bei den nominalen Importen - an, daß die geschätzten Residuen nicht als weißes Rauschen angesehen werden können[2]. Insgesamt scheinen damit diese autoregressiven Prognosen den Bedingungen schwacher Rationalität zu entsprechen.

Dieses Bild ändert sich jedoch, wenn wir den 2. Test auf Unverzerrtheit der autoregressiven Prognosen durchführen, d. h., wenn wir eine Regression von den tatsächlichen Werten auf die Prognosewerte entsprechend der Beziehung (8) durchführen, wobei wir wie oben wieder den MA(1)-Prozeß in den Residuen berücksichtigen. Wie sich aus Tabelle 4 ergibt, zeigt die geschätzte q-Statistik, daß die gemeinsame Nullhypothese - das Absolutglied habe den Wert Null und der Koeffizient $\hat{\beta}$ den Wert Eins - in 8 von 15 Fällen verworfen werden muß. Betrachtet man die geschätzten Koeffizienten einzeln, so ist das Absolutglied in 8 Fällen signifikant von Null verschieden, während der Koeffizient $\hat{\beta}$ in 5 Fällen signifikant von Eins verschieden ist, aber nur in 6

---

[1] Da wir insgesamt bis zu 8 Perioden (4 Jahre) Verzögerung zulassen wollten und da Wachstumsraten gegenüber dem Vorjahr für die einzelnen Zeitreihen erst ab dem 1. Halbjahr 1951 verfügbar sind, war das 1. Halbjahr 1955 der erste für die Schätzung zur Verfügung stehende Zeitraum. Um andererseits der zeitlichen Veränderung in der Struktur der einzelnen Prozesse Rechnung zu tragen, wurden jeweils maximal 32 Beobachtungen (16 Jahre) zur Schätzung verwendet. Ein längerer oder kürzerer Schätzzeitraum hätte für die einzelnen Prognosen (geringfügig) andere Werte erbracht. Es ist aber kaum wahrscheinlich, daß sich dadurch an der Qualität der Prognosen (und damit auch an unseren Ergebnissen) viel geändert hätte.

[2] Dies gilt, wenn wir für die Konstruktion der Q-Statistik 8 Lags verwenden. Verwenden wir nur 4 Lags, so zeigt die Q-Statistik in 3 Fällen an, daß die Residuen nicht als weißes Rauschen angesehen werden können. Basierend auf diesen Ergebnissen ist dann die Hypothese schwacher Rationalität für die Prognosen zu verwerfen. (Tabellen mit den genauen Ergebnissen können auf Wunsch vom Autor geliefert werden.)

Tabelle 4 – *Test auf Unverzerrtheit der univariaten Zwei-Schritt-Prognosen 2. Halbjahr 1968 – 1. Halbjahr 1981*

Variable	α	β	λ	$\bar{R}^2$	SER	q^a	FG
BSP_n	0,016 (0,00)	0,999* (2,14)	0,491	0,153	2,539	0,000	26
BSP_r	1,952 (0,95)	0,266 (0,55)	0,632[b]	0,022	3,161	3,397	26
P_{BSP}	4,746** (3,67)	0,103 (0,37)	0,723[b]	-0,030	1,895	13,679**	26
PC_n	2,768 (1,08)	0,666* (2,13)	0,565[b]	0,122	2,029	1,169	26
PC_r	-0,675 (-0,46)	0,959* (2,77)	0,623[b]	0,277	2,228	2,016	26
P_{PC}	2,432* (2,74)	0,589** (2,98)	0,744[b]	0,360	1,298	8,844*	26
PI_n	-0,141 (-0,04)	1,003* (2,74)	0,550[b]	0,276	6,763	0,004	26
PI_r	-0,599 (-0,19)	0,875 (1,44)	0,625[b]	0,074	6,488	0,482	26
P_{PI}	4,618** (4,89)	0,156 (0,84)	0,618[b]	-0,002	2,681	27,128**	26
EX_n	23,569** (5,96)	-1,011** (-3,23)	0,540[b]	0,292	6,641	41,496**	26
EX_r	10,118* (2,09)	-0,245 (-0,48)	0,450	-0,024	6,981	6,312*	26
P_{EX}	3,191* (2,56)	0,256 (1,31)	0,600[b]	0,032	4,258	15,449**	26
IM_n	12,444** (2,87)	0,062 (0,18)	0,417	-0,037	7,236	8,318*	26
IM_r	6,861* (1,79)	0,174 (0,45)	0,650[b]	-0,030	5,572	4,920⁺	26
P_{IM}	4,338* (2,38)	0,026 (0,14)	0,626[b]	-0,038	6,556	28,389**	26

[a] Bei Gültigkeit der Nullhypothese H_0: $\alpha = 0 \wedge \beta = 1$ ist q asymptotisch χ^2-verteilt mit 2 Freiheitsgraden. – [b] Da der geschätzte Autokorrelationskoeffizient größer als der theoretisch maximal zulässige Wert von 0,5 war, wurde für die Berechnung der Teststatistiken $\lambda = 0,5$ gesetzt.

Fällen von Null. Betrachtet man schließlich die geschätzten Werte des $\bar{R}^2$, so sieht man, daß diese sehr gering sind: Sie sind nur in 4 Fällen größer als 0,2 und in 2 weiteren Fällen größer als 0,1, weisen aber in 6 Fällen sogar negative Werte auf. Faßt man all dies zusammen, so zeigt sich, daß die univariaten autoregressiven Prognosen nicht die Bedingungen schwacher Rationalität erfüllen und weit schlechter sind als die Prognosen der Institute.

Trotzdem könnte es sein, daß in den autoregressiven Prognosen Information enthalten ist, welche bei den Prognosen der Institute nicht berücksichtigt wird. Um dies zu überprüfen, wird folgende Beziehung geschätzt:

$$X_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta}_1 P_{1,t-2}(X_t) + \hat{\beta}_2 P_{2,t-2}(X_t) + v_t \qquad (12)$$

wobei $P_1(\cdot)$ die Institutsprognose und $P_2(\cdot)$ die autoregressive Prognose darstellt. Sind beide Prognosen zumindest schwach rational, so muß die Nullhypothese

$$H_0: \quad \alpha = 0 \;\wedge\; \beta_1 + \beta_2 = 1, \quad 0 \leq \beta_1, b_2 \leq 1$$

gelten. Zur Überprüfung der Institutsprognose auf Effizienz (bezüglich der hier verwendeten Informationsmenge) wird getestet, ob β_2 signifikant von Null verschieden ist. Analog dazu kann zur Überprüfung der autoregressiven Prognosen auf Effizienz getestet werden, ob β_1 signifikant von Null verschieden ist.

Wie die Ergebnisse in Tabelle 5 zeigen, kann die gemeinsame Nullhypothese nur in einem Fall abgelehnt werden[1]. In diesem Fall, bei den nominalen Exporten, ist zwar der Koeffizient der Institutsprognosen nicht signifikant von Eins verschieden, aber der Koeffizient der autoregressiven Prognosen liegt fast bei minus Eins, weshalb auch das Absolutglied hoch signifikant von Null verschieden ist. In diesem Fall ist somit eindeutig die autoregressive Prognose daran schuld, daß die Nullhypothese verworfen werden muß. Betrachtet man die einzelnen geschätzten Regressionskoeffizienten, so zeigt sich, daß der Koeffizient der Institutsprognosen immer signifikant von Null, aber nie signifikant von Eins verschieden ist. Dagegen ist der Koeffizient der autoregressiven Prognosen nie mit dem erwarteten positiven Vorzeichen signifikant von Null verschieden. In 8 Fällen ist dieses Vorzeichen sogar negativ, in einem dieser Fälle sogar signifikant. Diesem Test gemäß sind die Prognosen der Forschungsinstitute effizient und erfüllen damit auch die Bedingungen der partiellen strengen Rationalität, während die autoregressiven Prognosen noch nicht einmal schwach rational sind[2].

3. Vergleich mit autoregressiven Ein-Schritt-Prognosen

Der im vorigen Abschnitt durchgeführte Test auf Effizienz ist aus zwei Gründen nicht sehr streng. Zum einen verwenden wir nur die vergangenen Werte der jeweils untersuchten Variablen, während den Instituten die vergangenen Werte aller Variablen zur Verfügung stehen. Wichtiger aber ist der

[1] Auch hier wurden wieder OLS-Schätzungen und GLS-Tests verwendet, d. h., es wurde bei der Schätzung der Varianzen entsprechend dem oben angegebenen Verfahren berücksichtigt, daß die Residuen einem MA(1)-Prozeß folgen.

[2] Zur Definition der *partiellen* im Gegensatz zur *vollen* Rationalität siehe Sargent [1973, S 470 ff].

Tabelle 5 - 2. *Test auf Effizienz der Gemeinschaftsprognosen 2. Halbjahr 1968 - 1. Halbjahr 1982*

Variable	α	β_1	β_2	γ	$\bar{R}^2$	SER	q^a	FG
BSP_n	- 1,134 (- 0,30)	0,578* (2,13)	0,556 (1,31)	0,579[b]	0,285	2,332	0,097	25
BSP_r	0,641 (0,38)	1,144** (3,63)	- 0,350 (- 0,91)	0,430	0,362	2,496	0,261	25
P_{BSP}	- 0,281 (- 0,31)	1,190** (7,48)	- 0,092 (- 0,70)	0,371	0,757	0,921	0,813	25
PC_n	- 0,316 (- 0,13)	0,631** (3,21)	0,414 (1,68)	0,537[b]	0,446	1,612	0,037	25
PC_r	- 0,898 (- 0,81)	0,990** (4,13)	0,194 (0,67)	0,394	0,571	1,716	0,701	25
P_{PC}	0,932 (1,31)	0,791** (4,38)	0,064 (0,36)	0,472	0,690	0,904	2,348	25
PI_n	- 2,155 (- 0,83)	1,088** (4,51)	0,177 (0,59)	0,364	0,608	4,976	0,976	25
PI_r	0,609 (0,35)	1,174** (5,91)	- 0,337 (- 0,86)	0,227	0,628	4,112	0,231	25
P_{PI}	1,013 (0,71)	0,842** (3,20)	0,018 (0,12)	0,525[b]	0,330	2,193	0,644	25
EX_n	14,076** (3,10)	0,905** (2,91)	- 0,964** (- 3,68)	0,442	0,495	5,611	10,941**	25
EX_r	5,607 (1,25)	1,033* (2,41)	- 0,436 (- 0,96)	0,391	0,189	6,213	2,474	25
P_{EX}	- 0,791 (- 0,71)	1,276** (5,09)	0,037 (0,28)	0,213	0,539	2,938	1,652	25
IM_n	5,508 (1,28)	0,835** (3,30)	- 0,128 (- 0,46)	0,379	0,320	5,861	3,048	25
IM_r	3,480 (1,00)	0,915** (3,31)	- 0,118 (- 0,40)	0,521[b]	0,338	4,469	2,662	25
P_{IM}	- 0,302* (- 0,37)	1,248** (9,24)	- 0,086 (- 1,04)	- 0,043	0,749	3,227	1,494	25

[a] Bei Gültigkeit der Nullhypothese H_0: $\alpha = 0 \wedge \beta_1 + \beta_2 = 1$ ist q asymptotisch χ^2-verteilt mit 2 Freiheitsgraden. - [b]Da der geschätzte Autokorrelationskoeffizient größer als der theoretisch maximal zulässige Wert von 0,5 war, wurde für die Berechnung der Teststatistiken $\lambda = 0,5$ gesetzt.

zweite Grund: Bei der Erstellung der Prognose stehen den Instituten bereits Informationen über die laufende Periode zur Verfügung, die sich u. a. in der Schätzung für den Wert der Variablen in der laufenden Periode niederschlagen. Diese Informationen wurden aber bei den autoregressiven Prognosen nicht berücksichtigt. Um den Test zu verschärfen und diese Informationen zu berücksichtigen, werden im folgenden autoregressive Ein-Schritt-Prognosen verwendet, wobei als Wert für die laufende Periode der Schätzwert für die laufende Periode aus der Gemeinschaftsprognose verwendet wurde. An den Prognosegleichungen selbst ändert sich dadurch nichts.

Auch diese Prognosen müssen zunächst wieder auf schwache Rationalität hin untersucht werden. Schätzt man für die Prognosefehler dieser autoregressiven Prognosen MA(1)-Prozesse entsprechend der Beziehung (1'), so ergibt sich folgendes Bild[1]: Der Mittelwert der Prognosefehler ist in einem Fall signifikant von Null verschieden. Der Schätzwert $\hat{\rho}$ hat immer das erwartete positive Vorzeichen und ist in 9 Fällen signifikant von Null verschieden. Und schließlich zeigt die Box-Pierce Q-Statistik an, daß die geschätzten Residuen nur in einem Fall, beim Preisindex des Bruttosozialprodukts, nicht als weißes Rauschen angesehen werden können. Insofern erfüllen diese Prognosen (wie auch schon die Zwei-Schritt-Prognosen) die Bedingung der Unverzerrtheit und damit der schwachen Rationalität.

Dieses Bild ändert sich wieder, wenn wir den 2. Test auf Unverzerrtheit der Prognosen durchführen. Führt man eine Regression der tatsächlichen Werte auf die Prognosewerte gemäß Beziehung (8) durch, so ist, wie in Tabelle 6 dargestellt, die gemeinsame Nullhypothese $\alpha = 0$ und $\beta = 1$ in 2 Fällen zu verwerfen, beim nominalen wie beim realen Export. In diesen beiden Fällen ist das Absolutglied signifikant von Null verschieden, während der Regressionskoeffizient der Prognosewerte zwar von Eins, nicht aber von Null signifikant verschieden ist. Darüber hinaus ist das Absolutglied auch beim nominalen Import signifikant von Null verschieden. Und schließlich sind die Werte des bereinigten Bestimmtheitsmaßes zwar deutlich höher als bei den autoregressiven Zwei-Schritt-Prognosen, aber absolut gesehen immer noch recht gering: Das $\bar{R}^2$ ist nur in 6 von 15 Fällen größer als 0,4 und immer noch in 2 Fällen kleiner als Null. Betrachtet man alle diese Ergebnisse zusammen, so zeigt sich, daß die Ein-Schritt-Prognosen zwar deutlich besser sind als die Zwei-Schritt-Prognosen, daß sie aber immer noch nicht alle den Bedingungen der schwachen Rationalität genügen.

Zur Überprüfung der Institutsprognosen auf Effizienz wird wiederum Beziehung (12) geschätzt. Die Ergebnisse sind in Tabelle 7 dargestellt. Hier kann die gemeinsame Nullhypothese $\alpha = 0$ und $\beta_1 + \beta_2 = 1$ in keinem Fall verworfen werden. Auch ist das geschätzte Absolutglied in keinem Fall signifikant von Null verschieden. Der Regressionskoeffizient der Institutsprognosen hat immer das erwartete positive Vorzeichen und ist immerhin in 8 Fällen signifikant von Null verschieden. Demgegenüber hat der Koeffizient

[1] Da es sich bei den Werten für die laufende Periode immer noch um Schätzungen handelt und da deshalb die Werte der Prognosefehler für die laufende Periode (noch) unbekannt sind, werden auch rationale Prognosen in diesem Fall immer einen MA(1)-Prozeß in den Prognosefehlern aufweisen

Tabelle 6 - *Test auf Unverzerrtheit der univariaten Ein-Schritt-Prognosen 2. Halbjahr 1968 - 1. Halbjahr 1982*

Variable	α	β	λ	$\bar{R}^2$	SER	q[a]	FG
BSP_n	1,059 (0,45)	0,862** (3,13)	0,300	0,301	2,305	0,283	26
BSP_r	- 0,658 (- 0,53)	0,987** (3,32)	0,267	0,325	2,567	1,403	26
P_{BSP}	0,331 (0,24)	1,043** (3,62)	0,543[b]	0,416	1,427	1,988	26
PC_n	0,608 (0,32)	0,907** (4,08)	0,343	0,450	1,605	0,351	26
PC_r	- 0,856 (- 1,00)	1,082** (5,20)	0,243	0,561	1,737	2,113	26
P_{PC}	0,939 (1,33)	0,884** (5,90)	0,551[b]	0,694	0,898	3,769	26
PI_n	- 0,784 (- 0,31)	1,096** (4,33)	0,461	0,513	5,545	0,143	26
PI_r	- 1,169 (- 0,64)	1,157** (3,42)	0,410	0,384	5,292	0,406	26
P_{PI}	2,051 (1,48)	0,670* (2,50)	0,562[b]	0,251	2,319	2,238	26
EX_n	13,478** (3,21)	- 0,125 (- 0,38)	0,449	- 0,033	8,021	11,768**	26
EX_r	5,704* (2,08)	0,265 (1,08)	0,440	- 0,006	6,921	9,113**	26
P_{EX}	1,608 (1,35)	0,701** (3,19)	0,458	0,292	3,642	2,298	26
IM_n	6,586* (2,21)	0,564* (2,51)	0,170	0,167	6,486	4,887+	26
IM_r	- 1,091 (- 0,52)	1,100** (4,97)	0,097	0,498	3,891	0,281	26
P_{IM}	2,140 (1,27)	0,583* (2,54)	0,403	0,222	5,677	3,420	26

[a] Bei Gültigkeit der Nullhypothese H_0: $\alpha = 0 \wedge \beta = 1$ ist q asymptotisch χ^2-verteilt mit 2 Freiheitsgraden. - [b]Da der geschatzte Autokorrelationskoeffizient größer als der theoretisch maximal zulässige Wert von 0,5 war, wurde für die Berechnung der Teststatistiken $\lambda = 0,5$ gesetzt.

der Institutsprognosen in 4 Fällen ein negatives Vorzeichen und ist nur in einem Fall bei positivem Vorzeichen signifikant von Null verschieden. Dies bedeutet, daß die Institutsprognosen gegenüber den autoregressiven Prognosen nur in einem Fall, bei den realen Importen, nicht als effizient angesehen werden können. Betrachtet man darüber hinaus die Werte des bereinigten multiplen Bestimmtheitsmaßes, so zeigt sich, daß dieses durch den Einschluß

Tabelle 7 – 3. *Test auf Effizienz der Gemeinschaftsprognosen 2. Halbjahr 1968 – 1. Halbjahr 1982*

Variable	α	β_1	β_2	λ	$\bar{R}^2$	SER	q[a]	FG
BSP_n	0,438 (0,17)	0,366 (1,27)	0,573$^+$ (1,79)	0,455	0,316	2,282	0,053	25
BSP_r	– 1,029 (– 0,81)	0,675$^+$ (1,81)	0,496 (1,33)	0,335	0,384	2,453	0,801	25
P_{BSP}	– 0,514 (– 0,56)	1,196** (5,02)	– 0,040 (– 0,15)	0,417	0,750	0,933	1,526	25
PC_n	0,726 (0,37)	0,304 (1,02)	0,596 (1,66)	0,456	0,457	1,595	0,245	25
PC_r	– 0,973 (– 1,16)	0,641* (2,15)	0,541$^+$ (1,75)	0,290	0,610	1,636	1,475	25
P_{PC}	0,726 (1,10)	0,457$^+$ (1,74)	0,455 (1,62)	0,447	0,730	0,843	2,626	25
PI_n	– 1,822 (– 0,81)	0,926** (2,89)	0,301 (0,88)	0,386	0,614	4,937	1,023	25
PI_r	– 0,164 (– 0,12)	1,230** (4,20)	– 0,232 (– 0,58)	0,240	0,621	4,153	0,034	25
P_{PI}	0,873 (0,61)	0,682$^+$ (1,94)	0,210 (0,61)	0,521[b]	0,343	2,171	0,552	25
EX_n	6,774$^+$ (1,74)	1,550** (3,55)	– 0,909** (– 2,81)	0,496	0,384	6,193	4,839$^+$	25
EX_r	2,947 (0,98)	1,120$^+$ (2,01)	– 0,208 (– 0,68)	0,418	0,156	6,337	2,216	25
P_{EX}	– 0,756 (– 0,68)	1,286** (3,58)	0,009 (0,04)	0,206	0,538	2,942	1,663	25
IM_n	3,592 (1,14)	0,723* (2,44)	0,145 (0,59)	0,286	0,323	5,846	2,629	25
IM_r	– 1,054 (– 0,48)	0,284 (0,96)	0,877* (2,75)	0,185	0,497	3,894	0,497	25
P_{IM}	– 0,548 (– 0,65)	1,189** (7,28)	0,058 (0,43)	– 0,010	0,740	3,283	3,381	25

[a] Bei Gültigkeit der Nullhypothese H_0: $\alpha = 0 \wedge \beta_1 + \beta_2 = 1$ ist q asymptotisch χ^2-verteilt mit 2 Freiheitsgraden. – [b]Da der geschatzte Autokorrelationskoeffizient größer als der theoretisch maximal zulässige Wert von 0,5 war, wurde für die Berechnung der Teststatistiken λ = 0,5 gesetzt.

der autoregressiven Prognosen in die Schätzgleichung zwar in 7 Fällen vergrößert, aber in 8 Fällen reduziert wird. Insgesamt ergibt damit auch dieser Test, daß die Gemeinschaftsprognosen der wirtschaftswissenschaftlichen Forschungsinstitute effizient sind und damit die Bedingungen der strengen

Rationalität erfüllen. Der Übergang von den Zwei-Schritt- zu den Ein-Schritt-Prognosen ändert grundsätzlich nichts an diesem Ergebnis.

V. Abschließende Bemerkungen

Nehmen wir alle Ergebnisse zusammen, so genügen die hier vorgestellten Prognosen der Wirtschaftsforschungsinstitute den Bedingungen, welche von der Theorie rationaler Erwartungen her an sie zu stellen sind: sie sind sowohl schwach als auch streng rational. Dies gilt auch für die von Neumann und Buscher [1980] untersuchte Zeitreihe für den Preisindex des privaten Konsums: Auch in diesem Fall sind die Prognosen schwach rational und - bezogen auf die hier zugrundegelegte Informationsmenge - auch streng rational. Insofern werden die Aussagen von Neumann und Buscher [1980] widerlegt. Das schließt aber nicht aus, daß durch Hinzunahme weiterer Informationen bei der Konstruktion der autoregressiven Prognosen die Annahme der Effizienz und damit der strengen Rationalität widerlegt werden könnte, wenn man z. B. die bei Neumann und Buscher [1980] verwendeten Geld- und Fiskalvariablen berücksichtigt. Die beiden Autoren haben mit Hilfe des (von uns in Abschnitt IV verwendeten) traditionellen Verfahrens gezeigt, daß die Institutsprognosen für die Preisreihe des privaten Konsums verbessert werden könnten, wenn man z. B. die verzögerte Geldmenge in Beziehung (9) berücksichtigen würde. Allerdings gelten die oben gegen dieses Vorgehen gemachten Vorbehalte auch gegen dieses Ergebnis. Eine Berücksichtigung von solchen Variablen bei der Erstellung der autoregressiven Prognosen bleibt jedoch späteren Arbeiten vorbehalten[1].

Ein weiteres, sehr überraschendes Ergebnis ist das schlechte Abschneiden der autoregressiven Prognosen. Dies widerspricht den in der Literatur häufig zu findenden Behauptungen über die hervorragenden Prognoseeigenschaften univariater Modelle. Möglicherweise ist der Zeitraum eines Jahres, über welchen die von uns erstellten Zwei-Schritt-Prognosen gehen, schon zu langfristig, um mit solchen Verfahren noch gute Prognosen erstellen zu können. Dies mag insbesondere dann der Fall sein, wenn die Zeitreihe keine Saisonfigur aufweist. Da ein Jahr aber für die Wirtschaftspolitik ein recht kurzer Zeitraum ist, muß der Wert solcher univariater Prognosen für die Wirtschaftspolitik angezweifelt werden. Dies gilt um so mehr, als viele geld- und fiskalpolitische Maßnahmen ihre volle Auswirkung frühestens nach zwei Jahren haben.

Die Tatsache, daß die Wirtschaftsforschungsinstitute unverzerrte Prognosen erstellen und (auch) den privaten Wirtschaftssubjekten zur Verfügung stellen, verbessert für diese die Möglichkeit zur Erstellung (schwach) rationa-

---

[1] Wegen der bei Halbjahresdaten zwangsläufig geringen Zahl an Freiheitsgraden sind der Hereinnahme zusätzlicher Variabler allerdings von vornherein enge Grenzen gesetzt

ler Prognosen der sie betreffenden wirtschaftlichen Variablen. Insofern ergibt sich ein Argument für die Stützung der Theorie rationaler Erwartungen und der daraus folgenden Konsequenz, daß die staatliche Wirtschaftspolitik die privaten Wirtschaftssubjekte nicht oder zumindest nicht über längere Zeit hinweg systematisch täuschen kann. Daß unsere Ergebnisse keineswegs aber ein empirisch abgesichertes Argument für die neue klassische Makroökonomik abgeben, sei der Vollständigkeit halber auch erwähnt. Weder kann die Behauptung der Wirkungslosigkeit systematischer staatlicher Wirtschaftspolitik damit gestützt werden, noch folgt daraus, daß es „optimal" wäre, einer Geldmengenregel mit fester Wachstumsrate zu folgen. Um zu solchen Schlußfolgerungen zu gelangen, bedarf es einer Reihe weiterer, empirisch bisher nicht bestätigter Annahmen[1].

Literatur

Aiginger, Karl, „Empirical Evidence on the Rational Expectations Hypothesis Using Reported Expectations". *Empirica*,Vol. 4, 1981, S. 25-72

Brown, Bryan W., und **Shlomo Maital**, „What Do Economists Know? An Empirical Study of Experts' Expectations". *Econometrica*, Vol. 49, 1981, S. 491-504.

Gordon, Robert J., „Price Inertia and Policy Ineffectiveness in the United States 1890-1980". *Journal of Political Economy*, Vol. 90, 1982, S. 1087-1117.

Granger, Clive W. J., und **Paul Newbold**, „Economic Forecasting. The Atheist's Viewpoint". In: G. A. Renton (Ed.), *Modelling the Economy*. London 1975, S. 131-148.

-, -, *Forecasting Economic Time Series*. New York 1977.

Hansen, Lars P., „Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators". *Econometrica*, Vol. 50, 1982, S. 1029-1054.

Kirchgässner, Gebhard, „Sind die Erwartungen der Wirtschaftssubjekte „rational"? Eine empirische Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland". *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 118, 1982, S. 215-240.

McCallum, Bennett T., „Rational Expectations and Macroeconomic Stabilization Policy: An Overview". *Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 12, 1980, S. 716-746.*

Neumann, Manfred J. M., und **Herbert S. Buscher**, „Die Inflationsprognosen der Arbeitsgemeinschaft deutscher wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute: Sind sie rational?" *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 116, 1980, S. 533-550.

-, -, Rationalitätstests von Inflationsprognosen: Eine Antwort". *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 117, 1981, S. 740-748.

Noble, Nicholas R., „Granger Causality and Expectational Rationality. A Note". *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 14, 1982, S. 532-537.

[1] McCallum [1980, S. 738], ein Vertreter der Theorie rationaler Erwartungen, kommt aus theoretischen Überlegungen zur Auffassung: „It seems difficult to sustain the position that the policy ineffectiveness proposition is applicable to the U.S. economy". Zum gleichen Ergebnis kommen in empirischen Arbeiten z. B. Gordon [1982] und Noble [1982]. Das gleiche dürfte auch für die Bundesrepublik Deutschland gelten

Sargent, Thomas J., „Rational Expectations, the Real Rate of Interest and the Natural Rate of Unemployment". *Brookings Papers on Economic Activity*, 1973, No. 2, S. 429–472.

Tödter, Karl-Heinz, „Zur Rationalitätsprüfung der Inflationsprognosen der Arbeitsgemeinschaft deutscher wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute". *Weltwirtschaftliches Archiv*. Vol. 117. 1981. S 727–739

* * *

Summary: How good are the Forecasts of the "Arbeitsgemeinschaft wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute" in the Federal Republic of Germany? – The forecasts of the "Arbeitsgemeinschaft deutscher wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute", made since 1968 every spring and autumn for the following half year, are investigated. The forecasts for nominal and real GNP, private consumption, private investment, exports and imports are considered as well as the corresponding price indices. It is shown that the predictions are unbiased, thus satisfying the conditions of weak rationality. Moreover, compared with univariate autoregressive predictions the forecasts of the five institutes are efficient as well. Thus, with respect to this information set they also satisfy the conditions of strong rationality.

*

Résumé: De quelle qualité sont les prévisions de la «Arbeitsgemeinschaft wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute» dans la RFA? – L'auteur analyse les prévisions de la «Arbeitsgemeinschaft deutscher wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute» qu'on avait fait depuis 1968 chaque printemps et automne pour les six-mois suivants de l'année. Il considère les prévisions pour le PNB nominal et réel, la consommation privée, l'investissement privé, les exportations et importations aussi bien que les indices de prix correspondants. Il démontre que les prévisions ne sont pas biaisées et que, par cela, ils satisfont les conditions de la rationalité faible. De plus, comparées avec les prévisions univariates autoregressives, les prévisions des cinq instituts sont efficientes aussi. C'est pourquoi ils satisfont aussi les conditions d'une rationalité forte.

*

Resumen: ¿Cual es la Calidad de los Pronósticos Conjuntos de los Cinco Institutos de Investigación Económica en la República Federal Alemana? – Los pronósticos de los citados Institutos, realizados desde 1968 en cada primavera y otoño para la siguiente mitad del año, han sido investigados en este trabajo. Se analizan los pronósticos del producto social bruto, nominal y real, consumo privado e inversión privada, importaciones y exportaciones así como los índices de precios correspondientes. Se muestra que los pronósticos son insesgados y satisfacen así las condiciones de racionalidad no estricta. En comparación con los pronósticos de modelos autoregresivos univariables, los pronósticos de los cinco institutos son también eficientes. De esta forma, con respecto a la información disponible, también satisfacen las condiciones estrictas de racionalidad.