

Wie gut sind BIP-Prognosen?

Eine Untersuchung für die Schweiz

von Eveline Ruoss, Ressort Konjunktur, und Marcel Savioz, Ressort Forschung,
Schweizerische Nationalbank, Zürich

Die Autoren danken Reto Vögeli für die Mithilfe bei der Erstellung des Datensatzes und den Instituten für ihre Unterstützung bei der Ergänzung der Daten. Ferner danken sie Marlene Amstad, Franziska Bignasca, Aline Chabloz, Enzo Rossi und Mathias Zurlinden für die wertvollen Kommentare und Anregungen.

Ungeachtet ihrer Bedeutung haben Konjunkturprognosen nicht den besten Ruf. Die Medien berichten immer wieder über Konjunkturprognosen, die sich im Nachhinein als völlig falsch herausgestellt haben. Ähnlich wie Wetterprognosen sollte man Konjunkturprognosen jedoch nicht pauschal aufgrund einzelner Fehlanzeigen bewerten. Richtiger ist es wohl, die Treffsicherheit über einen längeren Zeitraum zu prüfen und sich dann eine Meinung zu bilden.

Für die Schweiz ist dies erstmals Anfang der Neunziger Jahre von Wasserfallen (1992) unternommen worden. Die Untersuchung zeigte für die Prognosen des realen Bruttoinlandproduktes (BIP) von neun ausgewählten Instituten, dass das reale Wachstum im Zeitraum von 1974 bis 1991 in der Regel leicht unterschätzt wurde. Ferner ergab sich, dass die Veränderung des BIP durch die Prognosen zwar richtungsmässig korrekt erfasst, im Ausmass aber tendenziell überschätzt wurde. Schliesslich deuteten die Resultate darauf hin, dass sich die Institute bezüglich Genauigkeit kaum unterschieden. Angesichts der geringen Anzahl Beobachtungen verzichtete Wasserfallen jedoch auf Signifikanztests.

Seit dieser Untersuchung sind zehn Jahre vergangen. Die Zahl der Institute, die regelmässig Konjunkturprognosen erstellen, hat seither zugenommen, ebenso die Häufigkeit, mit der Prognosen erstellt werden. Es scheint uns deshalb angezeigt, den stark gewachsenen Datensatz an schweizerischen BIP-Prognosen einer erneuten Prüfung zu unterziehen. Mit unserer Untersuchung möchten wir zeigen, was man von Konjunkturprognosen in guten Treuen erwarten kann. Ausdrücklich nicht unser Ziel ist es, ein «Wettrennen» zwischen den Instituten zu veranstalten. Aus diesem Grund publizieren wir die Ergebnisse in anonymer Form.

Unsere Untersuchung konzentriert sich auf Prognosen für das jährliche Wachstum des realen BIP der Schweiz. Berücksichtigt sind Prognosen, die von 14 verschiedenen Instituten zwischen 1981 und 2000 erstellt worden sind. Im Unterschied zu Wasserfallen (1992) und zu vielen Untersuchungen, die für andere Länder durchgeführt wurden (z. B. Öller und Barot, 2000), analysieren wir nicht nur Prognosen, die jeweils im Herbst eines Jahres für das folgende Kalenderjahr abgegeben wurden. Vielmehr berücksichtigen wir möglichst alle Prognosen, welche die Institute während eines Jahres für das laufende, das nächste und das übernächste Kalenderjahr veröffentlichten.

Der Aufsatz ist folgendermassen aufgebaut. Im ersten Kapitel werden die Daten vorgestellt. Anschliessend wird im zweiten Kapitel anhand von Grafiken und beschreibenden Statistiken diskutiert, wie gross die Prognosefehler sind und ob die Prognosen unverzerrt und effizient sind. Im dritten und vierten Kapitel wird untersucht, ob die aus den Grafiken und den beschreibenden Statistiken gewonnenen Eindrücke einer ökonometrischen Überprüfung standhalten und ob die Prognosen der Institute Prognosen übertreffen, die auf einfachen, sog. naiven Verfahren, basieren. Im fünften Kapitel wird der Frage nachgegangen, ob die Prognosefehler geringer sind, wenn als realisierte Werte statt der Jahresdurchschnitte aus den Quartalschätzungen des Staatssekretariates für Wirtschaft (seco) die später publizierten Jahreschätzungen des Bundesamtes für Statistik (BFS) herangezogen werden. Das sechste Kapitel enthält eine Zusammenfassung der Ergebnisse und die Schlussfolgerungen.¹

1 Vgl. Hendry und Ericsson (2001) für eine Einführung in die Interpretation und Auswertung von Prognosen.

1 Daten

1.1 Prognosen

Unsere Untersuchung basiert auf den Prognosen der jährlichen prozentualen Veränderung des realen BIP von 14 verschiedenen Organisationen (im Folgenden Institute genannt). Darunter figurieren neben der Kommission für Konjunkturfragen (KfK) und der Schweizerischen Nationalbank (SNB) einige Geschäftsbanken (CS, SBG, SBV, UBS, ZKB) und Internationale Organisationen (IWF, OECD) sowie verschiedene Forschungseinrichtungen, die organisatorisch oder personell mit Universitäten verbunden sind (BAK, CREA, KOF, MAT, SGZZ). Wir haben damit alle Institute berücksichtigt, die unseres Wissens in den letzten Jahren regelmässig Konjunkturprognosen für die Schweiz veröffentlichten.

Tabelle 1 fasst die Namen und Abkürzungen der 14 Institute zusammen. Ausserdem wird für jedes Institut der Beginn der zur Verfügung stehenden Prognosereihen aufgeführt. Demnach geht die längste Reihe (KfK) bis 1971 zurück. Für die Auswertung der Prognosen beschränken wir uns auf den Zeitraum von 1981–2000. Zwei Gründe sind dafür ausschlaggebend. Erstens ist der Datensatz vor 1981 relativ klein, da nur wenige Institute Prognosen erstellten und sich diese teilweise auf das Brutto-sozialprodukt und nicht auf das BIP bezogen. Zweitens begann der Bund im Jahre 1981, Quartalschät-

zungen für das reale Bruttoinlandprodukt zu veröffentlichen, womit sich der Informationsstand über die laufende Entwicklung des realen BIP stark verbesserte. Dies dürfte sich auch auf die Qualität der Prognosen ausgewirkt haben. Die Prognosen nach 1981 dürften damit andere statistische Eigenschaften aufweisen als diejenigen vor 1981.

Die Prognosen unseres Datensatzes lassen sich nach dem Monat, in dem sie erstellt werden, und nach dem Zeitraum, auf den sie sich beziehen, gliedern. In Bezug auf den Prognosezeitraum unterscheiden wir Prognosen für (i) das laufende Kalenderjahr, (ii) das nächste Kalenderjahr und (iii) das übernächste Kalenderjahr. In Bezug auf das Prognosedatum unterscheiden wir Prognosen, die in den Monaten (i) November, Dezember und Januar, (ii) August, September und Oktober, (iii) Mai, Juni und Juli sowie (iv) Februar, März und April erstellt wurden. Mit der Aggregation von jeweils drei Monaten kann das Problem entschärft werden, dass sich der Prognosezeitpunkt nicht bei allen Instituten exakt feststellen lässt.

Aus der Gliederung der Prognosen ergeben sich 12 verschiedene Prognosehorizonte. Im Folgenden bezeichnen wir mit dem Prognosehorizont h die Anzahl Monate vom mittleren Monat der Dreimonatsperiode, in der die Prognose erstellt wird, bis zum Ende des Kalenderjahres, für das die Prognose gemacht wird. Die Prognosehorizonte $h = 0$ bis $h = 9$ beziehen sich also auf die Prognosen für das laufende Kalenderjahr. Dabei umfasst $h = 0$ die Prognosen, die

Prognoseinstitute

Tabelle 1

Abkürzung	Name der Prognoseinstitute	Beginn der Prognosezeitreihen für das reale BIP-Wachstum
BAK	Konjunkturforschung Basel AG	1983
CREA	Institut de macroéconomie appliquée, Universität Lausanne, Ecole des HEC	1977
CS ¹	Credit Suisse	1994
IWF	Internationaler Währungsfonds, Washington	1995
KfK	Kommission für Konjunkturfragen, Bern	1971 ²
KOF	Konjunkturforschungsstelle an der ETH, Zürich	1976
MAT	Aurelio Mattei, Universität Lausanne, Ecole des HEC	1977
OECD	Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung, Paris	1981
SBG ³	Schweizerische Bankgesellschaft, Zürich	1982
SBV ³	Schweizerischer Bankverein, Basel	1981
SGZZ	St. Galler Zentrum für Zukunftsforschung, St. Gallen	1976
SNB	Schweizerische Nationalbank	1977
UBS	UBS ⁴	1998
ZKB	Zürcher Kantonalbank	1994

1 Vor 1997: Schweizerische Kreditanstalt (SKA).

2 Prognosen vor 1980: Arbeitsgruppe für Wirtschaftsprognosen. Ab 1981: Subkommission Wirtschaftsprognosen der KfK.

3 Im Dezember 1997 schlossen sich der SBV und die SBG zur UBS zusammen.

4 Ehemals Union Bank of Switzerland

in den Monaten November, Dezember und (in einigen wenigen Fällen) im Januar für das zu Ende gehende bzw. gerade vergangene Jahr veröffentlicht wurden. Die Prognosehorizonte $h = 12$ bis $h = 21$ beziehen sich auf die Prognosen für das nächste Kalenderjahr, während die Prognosehorizonte $h = 24$ bis $h = 33$ die Prognosen für das übernächste Kalenderjahr umfassen. Bei $h = 33$ handelt es sich somit um die in den Monaten Februar, März und April erstellte Zweijahresprognose, beispielsweise um die im März 1998 erstellte Voraussage für das Jahr 2000.

Tabelle 2 gibt für jeden Prognosehorizont und jedes Institut die Anzahl Beobachtungen an. Die Datenbasis umfasst insgesamt 766 Beobachtungen. Wie aus der Tabelle hervorgeht, weisen nur wenige Institute, nämlich die KOF, die KfK, die OECD und der SBV (ab 1998 UBS) über die zwanzig Jahre von 1981–2000 auch 20 Prognosen mit dem gleichen Prognosehorizont auf. Der Grund liegt in der Regel darin, dass einige Institute den Prognosezeitpunkt im Laufe der Zeit änderten oder für eine bestimmte Periode überhaupt keine Prognose erstellten.

Fast alle 766 Prognosen sind veröffentlicht worden. Die Quellen finden sich im Anhang. Eine Aus-

nahme bilden einige Voraussagen der SNB, die internen Dokumenten, nämlich den von 1974–1999 jeweils im Herbst erstellten Berichten zur Geldpolitik im kommenden Jahr, entnommen wurden. Im Unterschied zu den entsprechenden Medienmitteilungen der SNB enthalten diese Dokumente meist genaue Prognosewerte. Dort, wo eine Zahl zusätzlich mit «knapp» oder «gut» umschrieben wurde, subtrahierten wir 0,25 Prozentpunkte im Falle von «knapp» und addierten 0,25 Prozentpunkte im Falle von «gut». In vier Fällen fanden sich nur qualitative Angaben über den künftigen Konjunkturverlauf, so dass für diese Jahre eine Prognose der SNB fehlt.

Trotz der Lücken, die unser Datenset aufweist, vermögen wir aufgrund der grafischen Analyse und der Berechnung statistischer Kennzahlen einen ersten Eindruck über die Genauigkeit der Prognosen zu gewinnen. Hingegen würden diese Lücken die in Kapitel 3 vorgesehenen ökonometrischen Tests beeinträchtigen. Wir werden uns dort daher auf Institute beschränken, für die lückenlose Datenreihen vorliegen, damit die üblichen ökonometrischen Verfahren zur Evaluation der Prognosegüte angewendet werden können.

Gliederung der Beobachtungen nach Prognosehorizonten und -instituten 1981–2000

Tabelle 2

Prognosendatum	Prognosehorizont	BAK	CREA	CS	IWF	KfK ¹	KOF	MAT	OECD	SBG ²	SBV ²	SGZZ	SNB	UBS	ZKB	Total Beobachtungen
Prognosen für das laufende Kalenderjahr																
November bis Januar	h=0	6	5			20			20	16	17			3	2	89
August bis Oktober	h=3	17	13	7	6		20					19		3	7	92
Mai bis Juli	h=6	4	1			1			20		9	1		2	6	44
Februar bis April	h=9	13	13	6	6	8	19			10	17			3	6	101
Prognosen für das nächste Kalenderjahr																
November bis Januar	h=12	5	7			20		20	19	16	16		14	3	6	126
August bis Oktober	h=15	16	12	6	5		20					16		2	6	83
Mai bis Juli	h=18	3	1						19		5			2	5	35
Februar bis April	h=21	13	12	4	5	8	18			10	5			2	4	81
Prognosen für das übernächste Kalenderjahr																
November bis Januar	h=24	4	8						12	11	5			2	4	46
August bis Oktober	h=27	15	11				14							1	1	42
Mai bis Juli	h=30	2	1								1					4
Februar bis April	h=33	13	10													23
Total Beobachtungen		111	94	23	22	57	91	20	90	63	75	36	14	23	47	766

1 Ab 1993 inkl. Frühjahresprognosen der Expertengruppe Konjunkturprognosen des Bundes

2 Im Dezember 1997 schlossen sich der SBV und die SBG zur UBS zusammen.

1.2 Realisationen

Um die Qualität von Prognosen zu beurteilen, werden die prognostizierten Werte mit den realisierten verglichen. Da das BIP in der Regel mehrmals revidiert wird, muss entschieden werden, welcher Wert zur Überprüfung der Prognosen herangezogen werden soll. In Übereinstimmung mit der Literatur ziehen wir als realisierten Wert für das Wachstum des realen BIP die erste verfügbare Jahresschätzung heran. In unserem Fall handelt es sich um den heute vom *seco* auf der Basis der Quartalsschätzungen ermittelten Jahresdurchschnitt, der jeweils im März jeden Jahres für das vergangene Kalenderjahr vorliegt.²

In den Zeitraum 1981–2000 fallen zwei Konjunkturzyklen. Er umfasst damit sowohl Phasen des wirtschaftlichen Aufschwungs als auch von Rezessionen und eignet sich daher für die Beurteilung von Konjunkturprognosen. Das auf der Basis der Schätzungen des *seco* gemessene durchschnittliche jährliche Wachstum des realen BIP beträgt 1,4%. In sechs Jahren sinkt das reale BIP, wobei der stärkste Rückgang 1,3% beträgt und auf das Jahr 1982 fällt. Der Höchstwert von 3,4% wurde im Jahre 2000 verzeichnet. Der Median beträgt 1,95% und übertrifft damit den Durchschnittswert deutlich. Dies zeigt, dass die Verteilung der Veränderungsrate des BIP im Zeitraum 1981–2000 nicht symmetrisch ist, sondern die tiefen bzw. negativen Wachstumsraten stärker ins Gewicht fallen als die hohen Werte. Die Standardabweichung, d. h. die Wurzel der durchschnittlichen quadrierten Abweichungen vom Durchschnittswert, beträgt 1,548. Wir werden diesen Wert in der Folge als Vergleichsmaßstab heranziehen.

² Von 1981–1986 wurden die vierteljährlichen Schätzungen des Bruttoinlandsprodukts vom Bundesamt für Statistik (BFS) durchgeführt, das dem Eidgenössischen Departement des Innern angehört. 1987 wurde diese Aufgabe dem Bundesamt für Konjunkturfragen im Eid-

genössischen Volkswirtschaftsdepartement übertragen. Seit 1999 ist dafür das Staatssekretariat für Wirtschaft (*seco*) verantwortlich.

2 Wie gut sind die BIP-Prognosen?

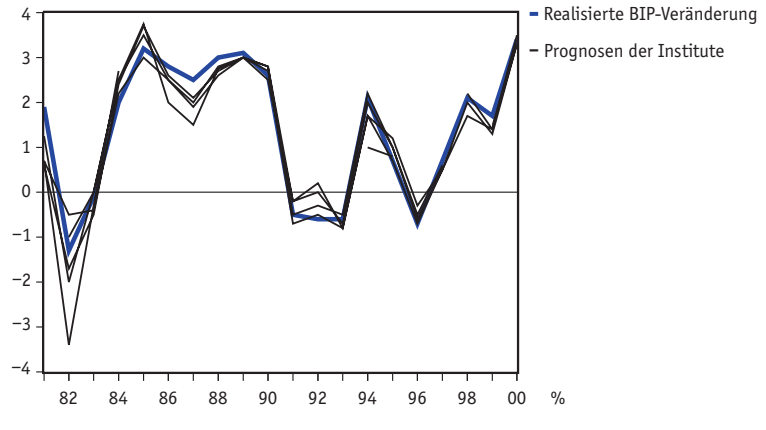
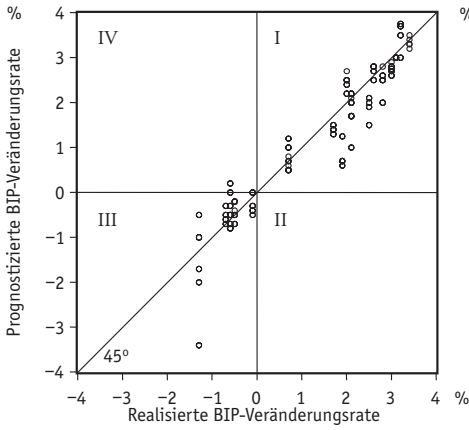
2.1 Grafische Analyse

Einen ersten Eindruck von der Qualität der Prognosen geben die Grafiken 1 und 2. Grafik 1 zeigt die Ergebnisse für die Prognosen mit $h = 0$ bis $h = 9$, während die Werte für die Horizonte $h = 12$ bis $h = 21$ in Grafik 2 ausgewiesen sind. Jede Grafik enthält in der linken Spalte vier Punktediagramme und in der rechten Spalte vier Verlaufsdiagramme. Die Verlaufsdiagramme zeigen die Entwicklung der prognostizierten BIP-Wachstumsraten der verschiedenen Institute zusammen mit den realisierten Werten (blaue Linie). Die Abweichungen der realisierten von den prognostizierten Wachstumsraten des BIP zeigen die Entwicklung der Prognosefehler über die Zeit.

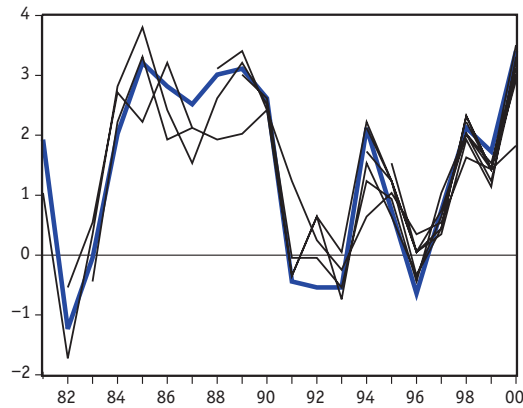
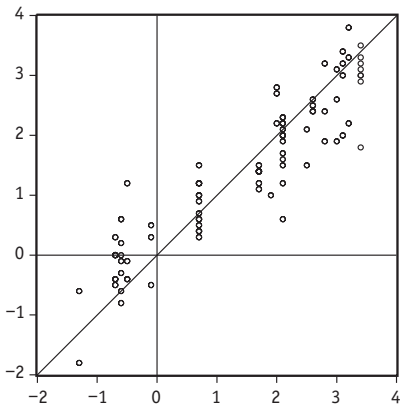
In den Punktediagrammen sind auf der Abszisse die realisierten und auf der Ordinate die prognostizierten Wachstumsraten des realen BIP abgetragen. Der Prognosefehler, der als Differenz zwischen dem realisierten und dem prognostizierten Wert definiert ist, entspricht somit der horizontalen Distanz eines Punktes zur 45°-Linie. Je näher die prognostizierten Werte bei der 45°-Linie liegen, desto besser ist die Treffsicherheit der Prognosen. Aus den vier mit römischen Ziffern nummerierten Quadranten ist zusätzlich ersichtlich, ob die Richtung der BIP-Entwicklung richtig getroffen wurde. Befinden sich die Punkte im Quadranten I oder III, so wurde korrekt ein Anstieg bzw. ein Rückgang des realen BIP prognostiziert. Befinden sich Punkte hingegen in den Quadranten II und IV, so haben sich die Institute im Vorzeichen geirrt und statt eines Rückgangs einen Anstieg (Quadrant IV) bzw. statt eines Anstiegs einen Rückgang vorausgesagt (Quadrant II).

Wie genau sind die Prognosen? Ein Blick auf Grafik 1 zeigt, dass die Treffsicherheit der insgesamt 89 ausgewerteten $h0$ -Prognosen gut ist. Die in den Monaten November bis Januar erstellten Prognosen für das laufende bzw. das eben zu Ende gegangene Kalenderjahr liegen nahe bei der 45°-Linie. Nur in einem Fall wird das Vorzeichen verfehlt und statt eines Rückgangs des BIP ein Anstieg prognostiziert. Auch die Prognosen mit $h = 3$, d. h. die zwischen August und Oktober gemachten Prognosen, liegen noch nahe bei der 45°-Linie. Die Prognosen mit $h = 9$ (Februar bis April) schneiden dagegen bereits deutlich schlechter ab. Neben der grösseren Streuung fällt auf, dass in rund einem Fünftel der Fälle ein Anstieg statt eines Rückgangs des realen BIP prognostiziert wurde.

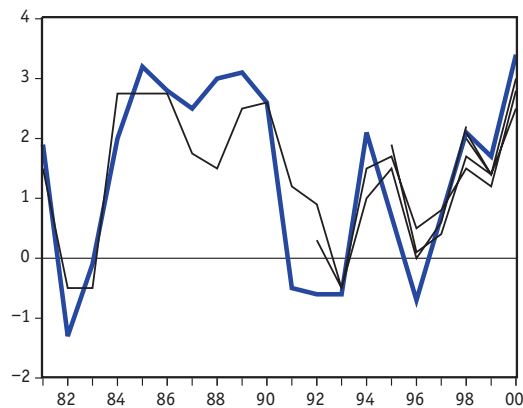
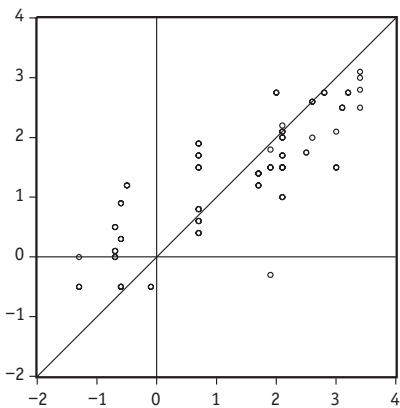
November bis Januar (h=0)



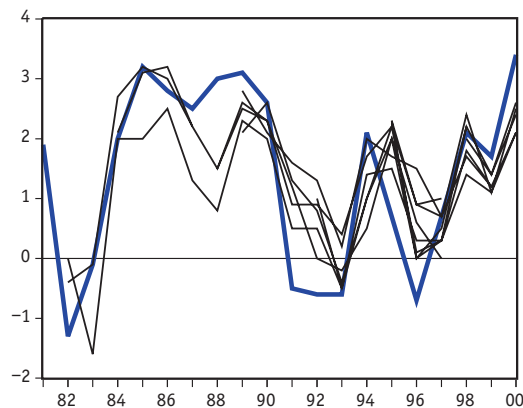
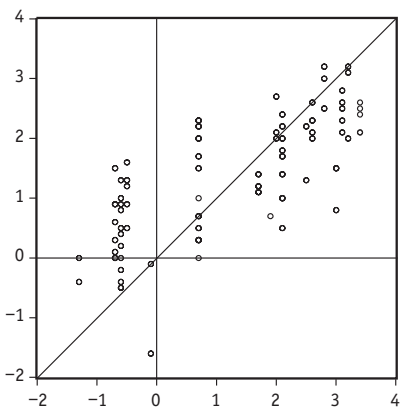
August bis Oktober (h=3)



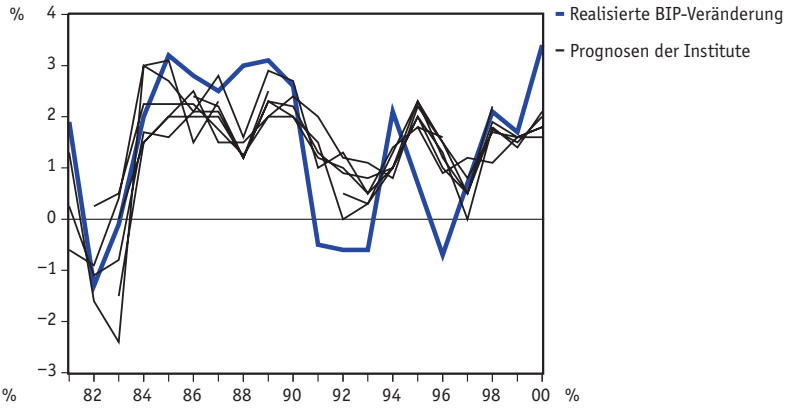
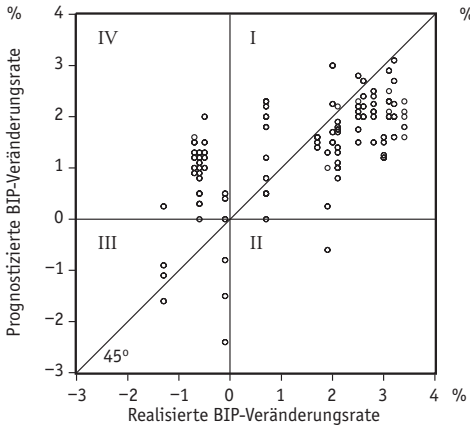
Mai bis Juli (h=6)



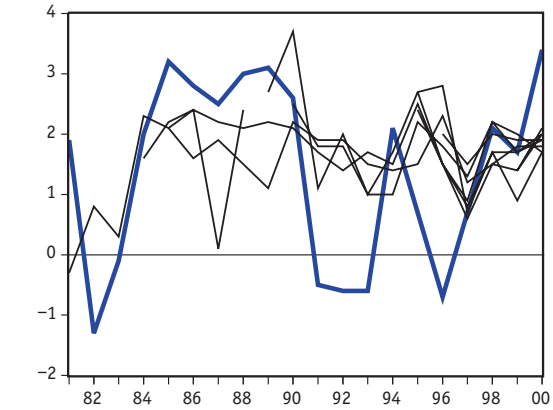
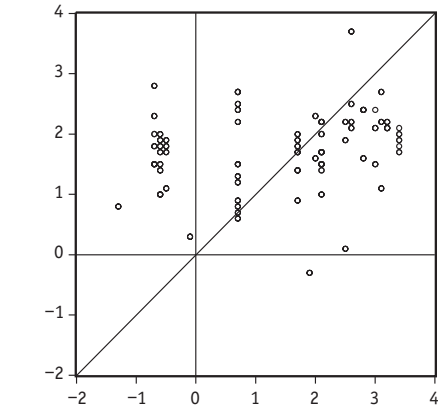
Februar bis April (h=9)



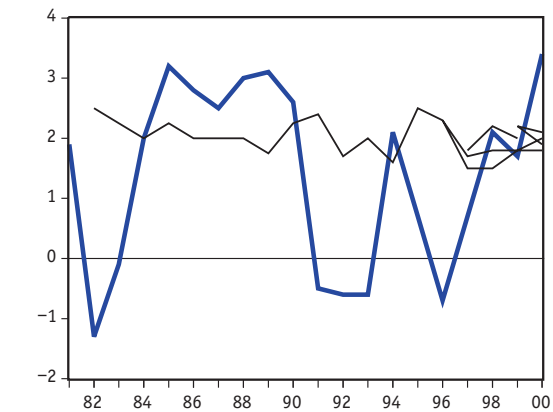
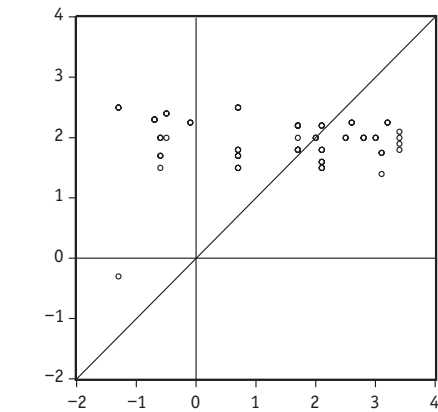
November bis Januar (h=12)



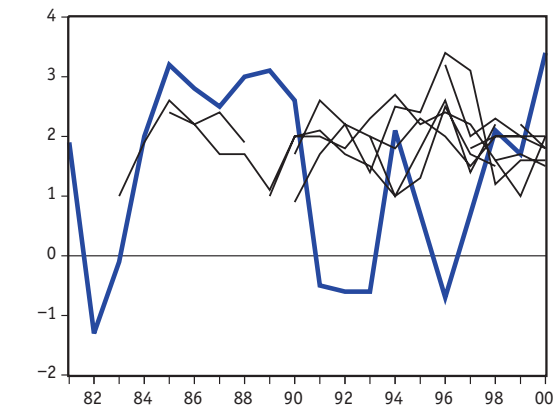
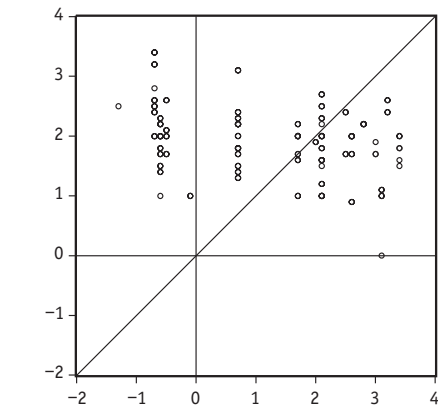
August bis Oktober (h=15)



Mai bis Juli (h=18)



Februar bis April (h=21)



Zwei weitere Beobachtungen lassen sich aufgrund der Punktediagramme aus Grafik 1 machen. Erstens deutet nichts darauf hin, dass die Prognosen systematisch rechts oder links der 45°-Linie liegen. Die Prognosen sind also im Durchschnitt weder zu hoch noch zu tief. Sie sind mit anderen Worten unverzerrt. Zweitens gewinnt man den Eindruck, dass die Punktwolke ab dem Prognosehorizont $h = 9$ nicht mehr entlang der 45°-Linie streut, sondern flacher verläuft. Dies bedeutet, dass die Prognosen die BIP-Entwicklung in Phasen mit positivem Wirtschaftswachstum unterschätzen und in Phasen mit negativem Wirtschaftswachstum überschätzen. Daraus ergibt sich, dass der Prognosefehler, d.h. der horizontale Abstand zur 45°-Linie, umso grösser ist, je höher der absolute Wert der prognostizierten Veränderung liegt. Er scheint mit anderen Worten mit dem Wert der Prognose korreliert zu sein. Dies deutet darauf hin, dass gewisse Informationen, die den Instituten zur Verfügung standen (unter anderem die Korrelation zwischen der Prognose und der Höhe des Prognosefehlers), bei der Erstellung der Prognose nicht ausgenutzt wurden. Man spricht in diesen Fällen von Prognosen, die nicht informationseffizient sind. Ein Verdacht auf Informationsineffizienz liegt bei den Prognosehorizonten $h = 9$ sowie $h = 12$ und $h = 15$ in Grafik 2 vor, bei denen die Gerade durch die Punktwolke anscheinend flacher verläuft als 45°.

Die h_{12} -Prognosen in Grafik 2 weisen mit 126 Beobachtungen die grösste Zahl der Beobachtungen aller 12 Prognosehorizonte auf. Dabei handelt es sich um die zwischen November und Januar publizierten Prognosen für das kommende Jahr. Obschon die Streuung erheblich ist, besteht noch immer eine positive Beziehung zwischen den prognostizierten und den realisierten Werten. Diese löst sich in den folgenden Diagrammen auf. Die h_{15} -, h_{18} - und h_{21} -Prognosen lassen keinen positiven Zusammenhang zwischen den prognostizierten und den realisierten BIP-Werten mehr erkennen. Dasselbe gilt für die h_{24} - bis h_{33} -Prognosen, auf deren Abbildung wir hier verzichten haben. Die Prognosen bilden in den oberen zwei Quadranten ein horizontales Band. Sie ändern sich mit anderen Worten nur noch wenig. Damit liefern sie zwar möglicherweise Informationen über das zu erwartende Trend- oder Potenzialwachstum, geben aber keine Auskunft mehr über den künftigen Konjunkturverlauf.

2.2 Beschreibende Statistiken: ME, MAE, RMSE und Theil's U

Prognosefehler lassen sich auf verschiedene Arten quantifizieren. In Tabelle 3 sind sechs gebräuchliche Kennzahlen und statistische Fehlermasse für die Prognosehorizonte $h = 0$ bis $h = 33$ aufgeführt. Dabei ist zu berücksichtigen, dass die Zahl der Beobachtungen für einige Prognosehorizonte nur gering ist (vgl. Tabelle 2).

Der mittlere Prognosefehler ME (Mean Error) gibt an, ob die Prognosen im Durchschnitt zu hoch oder zu niedrig liegen und liefert damit einen Hinweis darauf, ob sie verzerrt sind. Bei den Prognosen für das laufende Jahr ($h = 0, 3, 6, 9$) ist der mittlere Prognosefehler annähernd null. Dies gilt auch noch für den Prognosehorizont $h=12$, bei dem Wasserfallen (1992) einen leicht positiven Prognosefehler findet. Mit steigendem Prognosehorizont nimmt der Prognosefehler deutlich zu. Bei den Prognosen mit dem längsten Prognosehorizont ($h = 33$) beträgt er 1,3 Prozentpunkte und ist damit nur leicht kleiner als das durchschnittliche realisierte BIP-Wachstum. Vom Prognosehorizont $h = 15$ an ist der mittlere Prognosefehler zudem stets negativ, d.h. das realisierte Wachstum wird jeweils überschätzt. Dies ist im Wesentlichen darauf zurückzuführen, dass die extrem negativen Prognosefehler ab diesem Prognosehorizont grösser sind als die extrem positiven Fehler (siehe MIN und MAX).

Der durchschnittliche absolute Prognosefehler MAE (Mean Absolute Error), d.h. die durchschnittliche absolute Differenz zwischen realisiertem und prognostiziertem Wert, stellt ein Mass für die Genauigkeit der Prognose dar. Der MAE nimmt mit steigendem Prognosehorizont deutlich zu.

Das gleiche Bild zeigt der RMSE (Root Mean Squared Error), der als Wurzel aus dem gemittelten quadrierten Prognosefehler berechnet wird. Bei diesem häufig verwendeten Fehlermass erhalten grosse Prognosefehler ein grösseres Gewicht als kleine Fehler, womit berücksichtigt wird, dass es bei Prognosen vor allem darum geht, grobe Fehler zu vermeiden. Auch der RMSE steigt mit dem Prognosehorizont. Während er bei den Prognosen für das laufende Jahr ($h = 0,3,6,9$) noch unter 1 liegt, übertrifft er ab $h = 18$ die Standardabweichung des realisierten BIP (1,55).

Als weitere Kennzahl wird in Tabelle 3 der Theil'sche Ungleichgewichtskoeffizient U ausgewiesen, den wir in Anlehnung an Winker (2002, S. 257) als RMSE dividiert durch die Standardabweichung des realen BIP definieren. Ist U kleiner als 1, so bedeutet dies, dass die Prognosefehler geringer sind als die Standardabweichung, d.h. der Streubereich der realisierten Werte. Die Prognosen schneiden in diesem Fall besser ab als ein alternatives Verfahren, das lediglich auf den Durchschnittswert der realisierten BIP-Wachstumsraten abstellt. Die Ergebnisse zeigen, dass der Wert für U bei den Prognosen für das laufende Jahr ($h = 0,3,6,9$) deutlich kleiner als 1 ist. Auch die zwischen August und Januar erstellten Prognosen für das kommende Kalenderjahr ($h = 12,15$) sind noch besser als der Durchschnittswert des realisierten BIP-Wachstums. Dies ändert sich ab dem Prognosehorizont $h = 18$, wo U grösser als 1 wird. Wie bereits die Grafiken illustriert haben, sind die langfristigen Prognosen bezüglich des künftigen Konjunkturverlaufs kaum mehr aussagekräftig.³

Prognosefehler 1981–2000

Tabelle 3

	ME	MIN	MAX	MAE	RMSE	Theil's U
Prognosen für das laufende Kalenderjahr						
h=0	0,110	-0,8	2,1	0,340	0,480	0,31
h=3	0,020	-1,7	1,6	0,446	0,575	0,37
h=6	0,039	-1,7	2,2	0,632	0,803	0,52
h=9	-0,112	-2,2	2,2	0,805	0,989	0,64
Prognosen für das nächste Kalenderjahr						
h=12	0,034	-2,5	2,5	0,988	1,175	0,76
h=15	-0,286	-3,5	2,4	1,175	1,462	0,94
h=18	-0,514	-3,8	1,7	1,306	1,635	1,06
h=21	-0,583	-4,1	3,1	1,439	1,790	1,16
Prognosen für das übernächste Kalenderjahr						
h=24	-0,572	-4,0	2,1	1,393	1,730	1,12
h=27	-0,721	-4,1	2,0	1,607	1,919	1,24
h=30	-0,250	-4,3	1,6	1,900	2,393	1,55
h=33	-1,322	-3,7	1,5	1,670	2,069	1,34

Prognosefehler: Realisierter Wert – prognostizierter Wert. Ein positives Vorzeichen bedeutet damit eine Unterschätzung, ein negatives Vorzeichen eine Überschätzung des realisierten Wertes.

Mittelwert (ME), Minimum (MIN) und Maximum (MAX) des Prognosefehlers

RMSE: Wurzel des mittleren quadrierten Prognosefehlers

Theil's U: RMSE dividiert durch Standardabweichung (SD) der realisierten Werte

³ Dieser Vergleich ist insofern unfair, als die Kenntnis der durchschnittlichen Wachstumsrate des BIP über den Zeitraum 1981–2000 vorausgesetzt wird. Wir werden später Vergleichsprognosen heranziehen, in die nur Informationen einfließen, die den Instituten zum Zeitpunkt der Erstellung der Prognose auch tatsächlich zur Verfügung standen.

3 Optimalitätseigenschaften der Prognosen

Sowohl die grafische Analyse als auch die statistischen Kennzahlen bergen die Gefahr, dass ein zufälliges Muster als ein systematisches interpretiert wird. Um diese Gefahr zu reduzieren, können ökonometrische Tests herangezogen werden.

Wir untersuchen im Folgenden drei notwendige Bedingungen optimaler Prognosen. Erstens sollten Prognosen unverzerrt sein (Abschnitt 3.1). Zweitens sollten Prognosefehler nicht autokorreliert sein (Abschnitt 3.2) und drittens sollten Prognosen effizient sein, d.h. die Prognosefehler dürfen nicht mit Informationen, die zum Zeitpunkt der Erstellung der Prognose allgemein zugänglich waren, korreliert sein (Abschnitt 3.3).⁴

Die Tests werden nur für diejenigen Institute durchgeführt, die für einen bestimmten Prognosehorizont mindestens 18 Prognosen erstellt haben. Wir ermitteln die Ergebnisse für jedes der Institute einzeln, um statistische Probleme, die sich aus einer allfälligen Heterogenität der Institutsprognosen ergeben, zu vermeiden.⁵ Mangels Daten werden nur die Prognosen für das laufende ($h = 0,3,6,9$) und das nächste Kalenderjahr ($h = 12,15,18,21$) untersucht.

Die ökonometrischen Tests liefern im Allgemeinen auch für kleine Stichproben verlässliche Ergebnisse, wenn die Prognosefehler normalverteilt sind. Deshalb wurden vorgängig Tests zur Überprüfung der Normalverteilung durchgeführt. Sie zeigten, dass die Hypothese der Normalverteilung nicht verworfen werden kann.⁶ Dieses Ergebnis eröffnet ausserdem die Möglichkeit, für verschiedene Prognosehorizonte Vertrauensintervalle zu berechnen. Wie dazu vorgegangen wird, ist auf Seite 62 erklärt.

⁴ Wir folgen dabei Granger und Newbold (1973), die empfehlen, die Optimalitätseigenschaften der Prognosen anhand der Analyse der Prognosefehler und nicht anhand von Regressionen des realisierten Wertes auf den prognostizierten Wert zu untersuchen. Vgl. Clements und Hendry (1998, S. 56).

⁵ Wir werden die Panel-Struktur der Daten in einer separaten Untersuchung ausnützen.

3.1 Sind die Prognosen verzerrt?

Wir gehen zuerst der Frage nach, ob die Prognosen verzerrt sind, d.h. ob sie systematisch zu hoch oder zu tief liegen. Eine verzerrte Prognose ist suboptimal, da sie verbessert werden kann, indem man sie um die aus den vergangenen Prognosen bekannte Verzerrung korrigiert.

Die Unverzerrtheit wird oft anhand der Theil-Mincer-Zarnowitz-Gleichung getestet, in der die realisierten Werte auf eine Konstante und die prognostizierten Werte regressiert werden. Es wird dann überprüft, ob der Achsenabschnitt gleich null und die Steigung gleich eins ist. Holden und Peel (1990) haben darauf hingewiesen, dass diese Nullhypothese nur hinreichend, aber nicht notwendig für Unverzerrtheit ist. Wir folgen deren Vorschlag und regressieren den Prognosefehler e_t^h nur auf die Konstante (vgl. Clements und Hendry (1998), S. 57.):

$$(1) \quad e_t^h = \alpha + \varepsilon_t$$

Ist die Konstante α signifikant von null verschieden, gilt die Hypothese, dass die Prognose unverzerrt ist, als verworfen. Bei der Schätzung ist zu beachten, dass die Kleinstquadratmethode zwar zu konsistenten Ergebnissen führt, der Standardfehler aber verzerrt ist, wenn die Residuen autokorreliert sind. Aus Gründen, die im nächsten Abschnitt deutlich werden, muss in den Prognosen, die sich auf das nächste Kalenderjahr beziehen, mit Autokorrelation erster Ordnung gerechnet werden. In diesen Fällen wurden die Standardfehler nach dem Verfahren von Brown und Maital (1981) korrigiert.

Tabelle 4a fasst die Resultate von insgesamt 15 Regressionen zusammen. Die Schätzwerte der Konstanten α sind zusammen mit den in Klammern angegebenen Standardfehlern in Spalte 2 ausgewiesen. In einem einzigen Fall wird die Nullhypothese an den üblichen Signifikanzniveaus verworfen. In den anderen Fällen gibt es keinen Grund anzunehmen, dass der Achsenabschnitt nicht null ist. Die Resultate zeigen somit, dass die Prognosefehler als unverzerrt betrachtet werden dürfen und die erste Eigenschaft optimaler Prognosen erfüllt ist.

⁶ Die Normalverteilung der Prognosefehler wurde anhand der Jarque-Bera-Statistik überprüft. Die Tests zeigen, dass die Prognosefehler für die meisten Prognosehorizonte normalverteilt sind. Die üblichen Tests zeigen ferner, dass die Prognosefehler stationär sind.

1	Verzerrung	p-Wert	Autokorrelation	p-Wert
	α		LM(3), LM(2)	
	2	3	4	5
h=0 (3 Institute)	0,180 (0,082)	0,040**	3,888	0,274
	0,103 (0,118 ^c)	0,397	8,554	0,036**
	0,045 (0,097)	0,649	1,450	0,694
h=3 (2 Institute)	0,080 (0,124)	0,527	6,018	0,111
	0,074 ^d (0,209)	0,728	3,250	0,355
h=6 (1 Institut)	-0,035 (0,191)	0,856	4,591	0,204
h=9 (2 Institute)	-0,179 ^d (0,194)	0,370	2,163	0,539
	0,242 ^d (0,230)	0,306	0,603	0,896
h=12 (4 Institute)	0,160 (0,327 ^a)	0,625	0,450 ^b	0,778
	0,025 (0,289 ^a)	0,931	0,369 ^b	0,831
	-0,184 ^d (0,388 ^a)	0,635	0,598 ^b	0,741
	0,083 ^e (0,337 ^a)	0,805	0,014 ^b	0,993
h=15 (1 Institut)	-0,265 (0,343 ^a)	0,439	0,156 ^b	0,925
h=18 (1 Institut)	-0,658 ^d (0,522 ^a)	0,207	0,754 ^b	0,686
h=21 (1 Institut)	-0,400 ^e (0,540 ^a)	0,459	1,664 ^b	0,435

Der Parameter α wurde mit dem Kleinstquadrat-Schätzer ermittelt, wobei die Standardfehler nach Brown und Maital (1981) gerechnet wurden. Der LM-Test auf Autokorrelation ist der Breusch-Godfrey-Test. Dabei wurden die Startwerte der Testgleichung, d. h. die verzögerten Regressoren ausserhalb der Stichprobe, gleich null gesetzt.

a) Standardfehler geschätzt nach Brown und Maital (1981) mit einem Lag erster Ordnung
b) Die Residuen verzögert um eine Periode sind aus der Breusch-Godfrey-Testgleichung ausgelassen.

c) Newey-West HAC Standardfehler mit einer Stützung nach dem zweiten Lag
d) Die Beobachtung für 1981 fehlt.
e) Die Beobachtungen für 1981 und 1982 fehlen.

***, **, *: Signifikanzniveau von 1%, 5% bzw. 10%

3.2 Sind die Prognosefehler autokorreliert?

Die zweite Eigenschaft optimaler Prognosen besteht darin, dass die Prognosefehler der Prognosen des laufenden Jahres nicht autokorreliert sein dürfen. Autokorrelation läge vor, wenn beispielsweise einer Überschätzung (negativer Prognosefehler) immer eine Unterschätzung (positiver Prognosefehler) folgen würde und umgekehrt. Eine solche Prognose ist nicht optimal, weil sie anhand der beobachteten Prognosefehler und des beobachteten Musters der Autokorrelation der Prognosefehler korrigiert und damit verbessert werden kann.

Anders ist Autokorrelation der Prognosefehler zu bewerten, wenn sich die Prognosehorizonte überlappen. Nehmen wir als Beispiel die jeweils zwischen Mai und Juli erstellten Prognosen für das nächste Jahr ($h = 18$): Sowohl die Fehler einer im Juni 2000 für das Kalenderjahr 2001 als auch die Fehler einer im Juni 2001 für das Kalenderjahr 2002 gemachten Prognose dürften durch die Terroranschläge in den USA vom 11. September 2001 beeinflusst worden sein. Es ist wahrscheinlich, dass beide Prognosen das BIP-Wachstum aufgrund dieses Ereignisses überschätzen. Was wir am Beispiel des 11. September illustriert haben, wiederholt sich natürlich Jahr für Jahr. Autokorrelation ist mit anderen Worten bei allen Prognosen mit einem Prognosehorizont von einem Jahr und mehr ($h = 12, 15, 18, 21$) zu erwarten, da diese infolge des überlappenden Prognosehorizontes von gemeinsamen Ereignissen (Innovationen) geprägt werden. Die Autokorrelation darf in diesen Fällen jedoch nur zum Fehler des Vorjahres (Autokorrelation erster Ordnung), nicht aber zum Prognosefehler vor zwei und mehr Jahren bestehen.

Um zu sehen, ob die Prognosefehler autokorreliert sind, können wir auf die in Tabelle 4a ausgewiesenen Ergebnisse zurückgreifen. Da die Residuen aus Gleichung (1) die um den Mittelwert bereinigten Prognosefehler darstellen, sind die Tests auf Autokorrelation der Residuen gleichzeitig Tests auf Autokorrelation der Prognosefehler. In Spalte 4 sind die Resultate des Lagrange-Multiplikator-tests (LM) nach Breusch-Godfrey wiedergegeben. Der p -Wert in der Spalte 5 gibt die Wahrscheinlichkeit der LM-Statistik an, unter der Annahme, dass die Residuen nicht autokorreliert sind ($h = 0, 3, 6, 9$) oder nur eine Autokorrelation erster Ordnung aufweisen ($h = 12, 15, 18, 21$).⁷ Die Ergebnisse zeigen, dass die p -Werte mit einer Ausnahme immer über 5% liegen. Daraus kann geschlossen werden, dass die Prognosefehler keine Autokorrelation aufweisen, die der Optimalität der Prognosen widerspricht.

7 In den Fällen ($h = 12, 15, 18, 21$) wird der Breusch-Godfrey-Test modifiziert: Die um eine Periode verzögerten Residuen sind aus der Testregression weggelassen. Die Ergebnisse des Q-Tests (nicht dargestellt) stimmen mit denjenigen des Breusch-Godfrey-Tests überein.

3.3 Sind die Prognosen informations-effizient?

Die dritte Optimalitätseigenschaft verlangt, dass Prognosen effizient sind. Eine Prognose ist dann effizient, wenn sie alle im Zeitpunkt der Erstellung zur Verfügung stehenden Informationen ausnützt. Tests der Informationseffizienz untersuchen deshalb, ob der Prognosefehler mit Informationen korreliert ist, die bekannt waren, als die Prognose erstellt wurde (Orthogonalitätstests). Zu diesem Zweck wird der Prognosefehler auf Variablen regressiert, die im Zeitpunkt der Prognose beobachtet werden konnten:

$$(2) \quad e_t^h = \alpha + \beta x_{t-i} + \varepsilon_t \begin{cases} i=1 & h=0,3,6,9 \\ i=2 & h=12,15,18,21 \end{cases}$$

Dabei bezeichnet e_t^h den Prognosefehler im Kalenderjahr t und x_{t-i} eine Informationsvariable (oder einen Vektor von Informationsvariablen). Die Informationsvariable ist um eine Periode verzögert, wenn die Fehler von Prognosen für das laufende Kalenderjahr ($h = 0, 3, 6, 9$), und um zwei Perioden verzögert, wenn die Fehler von Prognosen für das nächste Kalenderjahr ($h = 12, 15, 18, 21$) betrachtet werden. Damit ist gewährleistet, dass nur Informationen, die im Zeitpunkt der Erstellung der Prognose bekannt waren, als erklärende Variablen dienen. Der Koeffizient (oder ein Vektor von Koeffizienten) β ist null, wenn der Prognosefehler nicht mit der Variablen x_{t-i} korreliert ist. Ist β hingegen verschieden von null, so ist x_{t-i} mit dem Prognosefehler korreliert und die Prognose ist relativ zur Informationsmenge, zu der die Variable x_{t-i} gehört, nicht effizient. Wiederum gilt, dass der Fehlerterm der Regression für das nächste Jahr ($h = 12, 15, 18, 21$) autokorreliert sein darf.

Wurden die Informationen, die zur Erstellung der Prognose verwendet wurden, effizient genutzt?

Beim einfachsten Effizienztest wählt man als Informationsvariable x_{t-i} die beobachteten Werte der Reihe, die prognostiziert wird. Die Variable x_{t-i} ist in diesem Fall die letzte realisierte Wachstumsrate des realen BIP. Weisen die Prognosefehler keine Autokorrelation auf und sind sie nicht mit der BIP-Wachstumsrate korreliert, werden die Prognosen als *schwach informationseffizient* bezeichnet («weak informational efficiency»)⁸.

8 Siehe Steckler (2002).

Wir verzichten auf die Wiedergabe der detaillierten Ergebnisse dieses Orthogonalitätstests. In allen Gleichungen kann die Hypothese $\beta = 0$ nicht verworfen werden. Die Prognosefehler sind also nicht mit der BIP-Wachstumsrate korreliert. Unter Berücksichtigung der Ergebnisse von Abschnitt 3.2 (keine Autokorrelation) darf davon ausgegangen werden, dass die Prognosen *schwach informationseffizient* sind.

Stärkere Effizienztests erhält man durch die Erweiterung der Informationsmenge. Wird als Variable x_{t-i} die Prognose selbst genommen, so kann untersucht werden, ob das Prognoseinstitut die

Information, die es zur Erstellung der Prognose verwendete, effizient nutzte. Ist $\beta \neq 0$, so hat der Prognostiker die Information, die in die Prognose einfließt, nicht effizient verwendet. Ist $\beta > 0$, so wurde die Veränderung des BIP systematisch unterschätzt, liegt β zwischen -1 und 0 , so wurde die Veränderung des BIP überschätzt.⁹

Der Test lässt sich anhand der Grafiken illustrieren. Ist $\beta \neq 0$, so liegen die Punkte in den Punktediagrammen der Grafiken 1 und 2 nicht entlang der 45°-Linie. Ist $\beta > 0$ ($-1 < \beta < 0$), so verläuft die Gerade durch die Punktelcke «flacher» («steiler») als die 45°-Linie. Gilt hingegen $\beta < -1$, so weist die Gerade

Optimalitätstests 2 – Informationseffizienz bezüglich der eigenen Prognose

Tabelle 4b

1	Orthogonalitätstest		Autokorrelation	
	β	p-Wert	LM(3), LM(2)	p-Wert
2	3	4	5	
h=0 (3 Institute)	-0,070 (0,051)	0,181	3,095	0,377
	-0,018 (0,073 ^c)	0,810	8,645	0,034**
	-0,072 (0,072)	0,331	2,694	0,441
h=3 (2 Institute)	-0,036 (0,087 ^c)	0,681	6,104	0,107
	-0,271 ^d (0,201)	0,195	3,293	0,349
h=6 (1 Institut)	0,201 (0,178)	0,274	4,793	0,188
h=9 (2 Institute)	0,228 ^d (0,177)	0,214	0,963	0,810
	0,075 ^d (0,211)	0,725	0,512	0,916
h=12 (4 Institute)	0,029 (0,165 ^a)	0,860	0,486 ^b	0,784
	-0,218 (0,170 ^a)	0,200	0,635 ^b	0,728
	0,375 ^d (0,353 ^a)	0,288	0,553 ^b	0,758
	0,575 ^e (0,279 ^a)	0,039**	0,453 ^b	0,798
h=15 (1 Institut)	-0,090 (0,370 ^a)	0,807	0,154 ^b	0,926
h=18 (1 Institut)	-3,217 ^d (0,792 ^a)	0,000***	0,912 ^b	0,634
h=21 (1 Institut)	-1,430 ^e (0,850 ^a)	0,092*	0,184 ^b	0,912

Der Parameter β wurde mit dem Kleinstquadrat-Schätzer ermittelt, wobei die Standardfehler nach Brown und Maital (1981) gerechnet wurden. Der LM-Test auf Autokorrelation ist der Breusch-Godfrey-Test. Dabei wurden die Startwerte der Testgleichung, d. h. die verzögerten

Regressoren ausserhalb der Stichprobe, gleich null gesetzt.
a) Standardfehler geschätzt nach Brown und Maital (1981) mit einem Lag erster Ordnung
b) Die Residuen verzögert um eine Periode sind aus der Breusch-Godfrey-Testgleichung ausgelassen.

c) Newey-West HAC Standardfehler mit einer Stützung nach dem zweiten Lag
d) Die Beobachtung für 1981 fehlt.
e) Die Beobachtungen für 1981 und 1982 fehlen.
***, **, *: Signifikanzniveau von 1%, 5% bzw. 10%

9 Diese Interpretation gilt nur für unverzerrte Prognosen.

durch die Punktwolke eine negative Steigung auf. Dies bedeutet, dass es dem Institut nicht gelang vorauszusagen, ob das BIP im Kalenderjahr, für das die Prognose gemacht wurde, wachsen oder schrumpfen wird. Prognostizierte positive (negative) Wachstumsraten des BIP stehen in diesem Fall tatsächlich realisierten negativen (positiven) BIP-Wachstumsraten gegenüber.

Die Ergebnisse dieses Orthogonalitätstests können der Tabelle 4b entnommen werden. Die Tabelle ist ähnlich aufgebaut wie Tabelle 4a. Wie dort ist der in Klammern angegebene Standardfehler ab dem Prognosehorizont $h = 12$ nach dem Verfahren von Brown und Maital (1981) gerechnet. In der dritten Spalte ist der p -Wert angegeben, während in der vierten und fünften Spalte die Ergebnisse eines Autokorrelations-tests der Residuen angegeben sind, mit dem überprüft werden kann, ob die Standardfehler adäquat berechnet wurden.

Bis zum Prognosehorizont $h = 18$ ist β meistens nicht signifikant von null verschieden. Zwar ist ab dem Prognosehorizont $h = 6$ eine Tendenz zu positiven β -Koeffizienten zu erkennen, was eine gewisse «Trägheit» der Prognosen verrät. Da die Präzision der Schätzwerte jedoch abnimmt (grössere Standardfehler), kann ausser in einem Fall die Hypothese $\beta = 0$ aber nicht verworfen werden.¹⁰ Zusammenfassend sind die Prognosen bis und mit Prognosehorizont $h = 15$ *schwach informationseffizient* und auch im stärkeren Sinne effizient, dass die verwendete Information zur Erstellung der Prognose optimal ausgenutzt worden ist. Für $h = 18$ und $h = 21$ ist dies nicht mehr der Fall. Im Falle von $h = 18$ ist β sogar signifikant kleiner -1 , womit es den Instituten über diesen Prognosehorizont hinweg nicht gelang, Rezessionen vorzusehen.

Sind die Prognosen stark informationseffizient?

Die stärkste Form von Informationseffizienz ist dann gegeben, wenn sämtliche öffentlich verfügbaren Informationen effizient verarbeitet wurden. Um zu zeigen, dass Prognosen nicht effizient in diesem Sinne sind, genügt es Informationen zu finden, welche den Instituten allgemein zur Verfügung standen und mit dem Prognosefehler korreliert sind. Ein solches Ergebnis ist deshalb interessant, weil es einen Weg aufzeigt, wie die Prognosen verbessert werden können. Hingegen sagt das Ergebnis, dass keine entsprechenden Variablen gefunden wurden, nicht viel aus. Nur wenn man alle verfügbaren Daten berücksichtigt hätte – ein unmögliches Unterfangen –,

könnte man schliessen, dass die Prognosen stark informationseffizient sind.¹¹

In diesem Abschnitt werden wir zeigen, dass Informationen existieren, die herangezogen werden könnten, um die Prognosen zu verbessern. Es handelt sich dabei um die Prognosen anderer Institute. Sind die Prognosen informationseffizient, so sollten die Prognosefehler eines Instituts nicht mit den Prognosen eines anderen Instituts korreliert sein. Besteht eine Korrelation, so hat ein Institut die Prognosen eines anderen Instituts nicht hinreichend analysiert. Es besteht entweder ein Rückstand in der «Prognose-Technologie» oder das Institut übersieht, dass das andere Institut Daten berücksichtigt, die es selbst nicht oder zuwenig beachtet.

Um dies zu testen, werden in Gleichung 2 als x_{t-i} -Variablen die Prognosen der anderen Institute eingesetzt. Um sicher zu sein, dass die Informationen im Zeitpunkt der Prognoseerstellung vorhanden waren, nehmen wir ausschliesslich Prognosen, die in den vergangenen drei Monaten erstellt wurden, in die Gleichung auf. So werden beispielsweise zur Überprüfung der Informationseffizienz der Prognose mit dem Horizont $h = 0$ die entsprechenden Prognosefehler auf die prognostizierten Werte mit dem Horizont $h = 3$ regressiert.

Tabelle 4c fasst die Resultate zusammen. An der Spitze der Spalten 2–7 sind die sechs Institute angegeben, deren Prognosen als erklärende Variablen dienen. Die Ergebnisse zeigen, dass die Prognose eines Instituts einmal und die Prognose eines weiteren Instituts drei Male mit den Prognosefehlern anderer Institute korreliert ist. Beim zweiten Institut handelt es sich um die OECD, die möglicherweise bessere Informationen über das internationale Konjunkturumfeld besitzt als die anderen Institute. Die Ergebnisse dieser Tabelle zeigen auf jeden Fall, dass die Prognosen *nicht stark informationseffizient* sind.

In der Literatur werden Prognosen, die sowohl unverzerrt als auch stark informationseffizient sind, als *stark rational* bezeichnet. Wie dieser Abschnitt gezeigt hat, gibt es Informationen, die nicht berücksichtigt worden sind, sodass die Prognosen nicht *stark rational* sind. Wie in Abschnitt 3.1 gezeigt wurde, sind die Prognosen des laufenden und des nächsten Jahres jedoch unverzerrt und damit *schwach rational*.¹²

10 Dieses Ergebnis steht im Widerspruch zu Wasserfallen (1992, S. 300), der für $h = 12$ eine Überschätzung der tatsächlichen Veränderungen des BIP vermutet.

11 Starke Informationseffizienz wird in der Literatur meistens einfach Informationseffizienz genannt.

12 Eine alternative Terminologie bezeichnet Unverzerrtheit und schwache Informationseffizienz als schwache Rationalität (siehe z. B. Kirchgässner, 1993). Die Prognosen sind auch in diesem Sinne schwach rational.

Prognosehorizont	I1	I2	I3	I4	I5	I6	LM(3), LM(2)	p-Wert
1	2	3	4	5	6	7	8	9
h=0 (3 Institute)		-0,089 ^d (0,089 ^c) -0,147 ^d (0,171 ^c) 0,051 ^d (0,095)				0,020 ^d (0,102 ^c) 0,240 ^d (0,244 ^c) 0,086 ^d (0,140)	7,267 8,943 3,478	0,064* 0,030** 0,324
h=3 (2 Institute)				-0,003 (0,120) 0,370 ^{d**} (0,175)			6,032 4,600	0,110 0,204
h=6 (1 Institut)		0,610 ^d (0,416)				-0,354 ^d (0,403)	5,768	0,123
h=9 (2 Institute)	0,563 ^d (0,600) 0,215 ^d (0,758)		0,228 ^d (0,309) 0,308 ^d (0,390)	-1,181 ^{d*} (0,663) -0,829 ^d (0,837)			4,041 2,161	0,257 0,540
h=12 (4 Institute)		-0,173 (0,274 ^a) -0,320 (0,344 ^a) 0,734 ^{d**} (0,336 ^a) 0,429 ^e (0,347 ^a)					0,326 ^b 0,183 ^b 0,028 ^b 0,179 ^b	0,850 0,912 0,986 0,914
h=15 (1 Institut)				-2,094 ^{d***} (0,531 ^a)			0,837 ^b	0,658
h=18 (1 Institut)		-0,515 ^e (0,920 ^a)					1,082 ^b	0,582

Die β -Parameter sind mit dem Kleinstquadrate-Schätzer ermittelt worden, wobei die Standardfehler nach Brown und Maital (1981) gerechnet wurden. Der LM-Test auf Autokorrelation ist der Breusch-Godfrey-Test. Dabei wurden die Startwerte der Testgleichung, d.h. die verzögerten Regressoren ausserhalb der Stichprobe, gleich null gesetzt.

a) Standardfehler geschätzt nach Brown und Maital (1981) mit einem Lag erster Ordnung
b) Die Residuen verzögert um eine Periode sind aus der Breusch-Godfrey-Testgleichung ausgelassen.

c) Newey-West HAC Standardfehler mit einer Stützung nach dem zweiten Lag
d) Die Beobachtung für 1981 fehlt.
e) Die Beobachtungen für 1981 und 1982 fehlen.

***, **, *: Signifikanzniveau von 1%, 5% bzw. 10%

4 Vergleich mit naiven Prognosen

In den letzten Abschnitten haben wir gesehen, dass die Prognosen bis $h=18$ den Optimalitätseigenschaften, die an eine Prognose gestellt werden, genügen. Es stellt sich die Frage, ob diese Prognosen auch naive Prognosen schlagen. Unter naiven Prognosen verstehen wir Prognoseverfahren, die einfach sind und praktisch keinen Aufwand erfordern.

Ein erstes naives Verfahren, das wir als naive Prognose 1 bezeichnen, schreibt das Trendwachstum, das als durchschnittliches BIP-Wachstum der letzten 20 Jahre berechnet wird, fort. Für das Jahr 2000 entspricht die naive Prognose 1 also dem durchschnittlichen BIP-Wachstum in den Jahren 1980 bis 1999.¹³

Ein zweites naives Verfahren, das wir naive Prognose 2 nennen, schreibt die jeweils letzte beobachtete Wachstumsrate des BIP fort. Die naive Prognose 2 für das Jahr 2000 entspricht damit der realisierten Wachstumsrate im Jahre 1999.

In Tabelle 5a werden die RMSE der beiden naiven Prognoseverfahren den RMSE der Institutsprognosen gegenübergestellt. Der Vergleich erfolgt für vier verschiedene Prognosehorizonte. Wir gehen davon aus, dass die beiden naiven Prognosen jeweils unmittelbar veröffentlicht werden, nachdem der rea-

lisierte Durchschnittswert des BIP-Wachstums für das vergangene Jahr im März bekannt geworden ist. Die im Zeitraum von Februar bis April erstellten Institutsprognosen $h=9$ und $h=21$ erfolgen damit teilweise noch vor der Publikation der ersten BIP-Schätzung und basieren damit nicht auf dem gleichen Informationsstand wie die naiven Prognosen. Bei den zwischen Mai und Juli erstellten Institutsprognosen $h=6$ und $h=18$ liegt die erste BIP-Schätzung zwar bereits vor, doch erscheinen die Prognosen bis zu drei Monate später als die naiven Prognosen.

Die Ergebnisse zeigen, dass die Institutsprognosen für das laufende Kalenderjahr ($h=6$ und $h=9$) deutlich kleinere Prognosefehler liefern als die beiden naiven Prognosen. Bei den Prognosen für das nächste Kalenderjahr sind die Institutsprognosen im Fall $h=18$ etwa von gleicher Qualität wie die naive Prognose 1, während sie im Fall $h=21$ der naiven Prognose 1 unterlegen sind. Beide Institutsprognosen für das nächste Jahr ($h=18$ und $h=21$) schneiden indessen klar besser ab als die naive Prognose 2.

Vergleich mit naiven Prognoseverfahren

Tabelle 5a

Prognosehorizont	RMSE 1981–2000		
	Alle Institute	Naive Prognose 1: Trendwachstumsrate	Naive Prognose 2: Letzte realisierte Wachstumsrate
h=6	0,803 [0,519]	1,534 [0,991]	1,618 [1,045]
h=9	0,989 [0,639]	1,534 [0,991]	1,618 [1,045]
h=18	1,635 [1,056]	1,564 [1,011]	2,263 [1,527]
h=21	1,790 [1,156]	1,564 [1,011]	2,263 [1,527]

13 Dabei müssen wir für die effektiven Werte vor 1981 auf den ersten Schätzwert des BFS zurückgreifen.

Alle Institute
Zahlen in eckigen Klammern:
RMSE/SD (Theil's U)

In einem nächsten Schritt wird mit Hilfe des Tests von Diebold und Mariano (1995) geprüft, ob die Ergebnisse statistisch signifikant sind. Getestet wird die Hypothese, dass die mittleren quadrierten Prognosefehler (MSE) der naiven Verfahren und der Institutsprognosen gleich sind. Wir unterstellen weiterhin eine quadratische Verlustfunktion, bei der positive und negative Prognosefehler gleicher Grösse zu gleich grossen Verlusten führen und die grosse Prognosefehler überproportional gewichtet. Als Institutsprognose wird die Prognosereihe eines Instituts gewählt, das für einen gegebenen Prognosehorizont möglichst viele Beobachtungen aufweist.

Die Resultate sind in Tabelle 5b wiedergegeben. Die Tabelle zeigt für $h = 0$ bis $h = 21$ die Differenz zwischen dem MSE der naiven Prognosen und dem MSE der Institutsprognosen. Daraus geht hervor, dass die Institutsprognose für Prognosehorizonte zwischen $h = 0$ bis $h = 12$ signifikant besser ist als die beiden naiven Prognosen. Die Nullhypothese, dass kein Unterschied besteht, wird immer am 5%-Signifikanzniveau und meistens auch am 1%-Signifikanzniveau verworfen. Die Institutsprognose ist ausserdem auch für $h = 15$ und $h = 18$ besser als die naive Prognose 2. In allen anderen Fällen ist die Differenz statistisch nicht signifikant. Die Institutsprognose ist mit anderen Worten statistisch nicht signifikant schlechter als die beiden naiven Prognosen.¹⁴

Verlustdifferenzen zwischen naiven Prognosen und Institutsprognosen 1981–2000

Tabelle 5b

	Institutsprognose versus naive Prognose 1	Institutsprognose versus naive Prognose 2
Prognosen für das laufende Kalenderjahr		
h=0	2,192*** (0,299)	2,457*** (0,659)
h=3	2,053*** (0,263)	2,318*** (0,699)
h=6	1,660*** (0,272)	1,925** (0,740)
h=9^a	1,742*** (0,337)	1,713** (0,631)
Prognosen für das nächste Kalenderjahr		
h=12	1,069** (0,411)	4,207** (1,734)
h=15	0,527 (0,518)	3,665** (1,536)
h=18^a	-0,701 (0,849)	2,590* (1,273)
h=21^b	-0,330 (0,767)	1,703 (1,179)

14 In einigen wenigen Fällen war Autokorrelation vorhanden, so dass die Newey-West-Korrektur zur Anwendung kam. Die Schätzung mit ARMA-Residuen führt zu ähnlichen Resultaten.

Als Institutsprognose wird die Prognosereihe eines Instituts gewählt, das für einen gegebenen Prognosehorizont möglichst viele Beobachtungen aufweist.

Standardfehler nach Newey-West.
***, **, *: Signifikanzniveau von 1%, 5% bzw. 10%
a) 1982–2000, 19 Beobachtungen
b) 1983–2000, 18 Beobachtungen

5 Prognosefehler versus Revision der BIP-Schätzungen

Die letzte Fragestellung, der wir im Rahmen der vorliegenden Untersuchung nachgehen, ist der Einfluss der Revisionen auf die Prognosefehler. Das BIP wird mehrmals revidiert und im Rahmen methodologischer Umstellungen hin und wieder sogar gänzlich überarbeitet. Es stellt sich damit die Frage, welche realisierten Werte des BIP zur Überprüfung von Konjunkturprognosen herangezogen werden sollen. Wir haben in diesem Aufsatz als realisierten Wert bisher immer die erste Schätzung des seco verwendet, die jeweils im März für das Vorjahr vorliegt.

Nach der Publikation der ersten Jahresschätzung durch das seco im März veröffentlicht das BFS jeweils im dritten Quartal des gleichen Jahres aufgrund einer erweiterten Informationsbasis eine eigene Jahresschätzung für das reale BIP und seine Komponenten. Das seco passt seine Schätzung anschliessend diesem Wert an. Uns interessiert zunächst, ob die Prognosefehler der Institute geringer sind, wenn als Mass für den realisierten Wert die Schätzung des BFS statt diejenige des seco verwendet wird.

Tabelle 6 enthält die am RMSE gemessenen Prognosefehler der Institutsprognosen für $h=0$ bis $h=21$. Daraus kann entnommen werden, dass der RMSE gegenüber der Schätzung des seco bei kürzeren Prognosehorizonten ($h=0,3,6,9,12$) kleiner ist als der RMSE gegenüber der BFS-Schätzung. Bei den Prognosehorizonten $h=15,18,21$ ist es zwar umgekehrt, doch liegen die RMSE in diesem Bereich unabhängig davon, ob sie gegenüber der seco- oder der BFS-Schätzung berechnet werden, in der Gröszenordnung der Standardabweichung des realen BIP-Wachstums (1,55) und sind damit kaum mehr aussagekräftig.

Wie sind diese Resultate zu beurteilen? Bereits Klein (1981) wies darauf hin, dass Revisionen eine «Grenze der Prognostizierbarkeit» darstellen. Er argumentiert, dass der Prognosefehler bei einer Revision von beispielsweise 10% im Durchschnitt nicht kleiner als 10% sein kann.¹⁵ Der Grund liegt darin, dass echte Revisionsfehler eigentlich unprognostizierbar sein sollten.

Abweichungen der Institutsprognosen von den Schätzungen des seco bzw. BFS 1981–2000 Tabelle 6

	RMSE im Vergleich zum Wert des seco	RMSE im Vergleich zum Wert des BFS
Prognosen für das laufende Kalenderjahr		
h=0	0,480	0,642
h=3	0,575	0,662
h=6	0,803	0,843
h=9	0,989	1,051
Prognosen für das nächste Kalenderjahr		
h=12	1,175	1,215
h=15	1,462	1,417
h=18	1,635	1,530
h=21	1,790	1,666

Alle Institute
Die zweite Spalte enthält die
Werte von Tabelle 3, die hier
zum Vergleich wiedergegeben
werden.

¹⁵ Siehe Granger (1996),
S. 463 und 464

Aus der Revision der BIP-Schätzung können wir deshalb etwas darüber erfahren, wie weit entfernt die Prognosen der Institute von der «Grenze der Prognostizierbarkeit» liegen. Wir definieren den Revisionsfehler im Folgenden als Differenz zwischen dem BFS-Wert und dem seco-Wert des jährlichen BIP-Wachstums. Dieser Revisionsfehler betrug im Zeitraum 1981–2000 durchschnittlich 0,075 Prozentpunkte und ist damit im Durchschnitt unverzerrt. Die einzelnen Korrekturen bewegten sich allerdings zwischen –0,9 und 1,0 Prozentpunkten. Der durchschnittliche absolute Revisionsfehler beträgt 0,385, was etwa einem Viertel der durchschnittlichen Wachstumsrate des realen BIP entspricht. Der RMSE beträgt 0,489 und entspricht damit ungefähr einem Drittel der Standardabweichung der realen BIP-Wachstumsrate.

Die in Tabelle 6 ausgewiesenen Prognosefehler der Institute relativ zu den seco-Schätzungen liegen somit für die Prognosehorizonte $h=0$ (0,480) und $h=3$ (0,575) nahe an der «Grenze der Prognostizierbarkeit». Dieses Resultat deutet darauf hin, dass sich die Prognosen nur dann verbessern lassen, wenn es den zuständigen Stellen gelingt, den Revisionsfehler zu verkleinern. Wie wir gezeigt haben, sind Prognosen ab einem Horizont von $h=18$ nicht mehr informativ. Wenn sich allerdings die Revisionsfehler beispielsweise um die Hälfte reduzieren liessen, könnte diese Grenze gemäss unserer Daumenregel für das Vertrauensintervall (siehe S. 62) um ein Quartal auf $h=21$ hinausgeschoben werden.

Schliesslich stellt sich die Frage, ob die Schätzungen des seco den Optimalitätseigenschaften genügen. Wir sind dabei gleich vorgegangen wie bei der Untersuchung der Optimalitätseigenschaften der Institutsprognosen.

Tabelle 7 fasst die Resultate zusammen. Eine Regression des Revisionsfehlers auf eine Konstante zeigt, dass die Konstante nicht signifikant verschieden von null ist (Spalte 2). Die BIP-Schätzungen des seco sind somit unverzerrt. Ferner zeigt ein LM-Test, dass die Revisionsfehler nicht autokorreliert sind. Die dritte Spalte zeigt, dass sich der Revisionsfehler nicht anhand des Wertes des seco prognostizieren lässt. Die erste BIP-Schätzung ist folglich im Vergleich zur Jahresschätzung des BFS *schwach informationseffizient*. Ein stärkerer Test besteht darin, den Revisionsfehler auf Prognosen von Instituten zu regressieren, die im Zeitpunkt, in dem die erste Schätzung erstellt wurde, bekannt waren. Es lässt sich, allerdings nur auf dem 10%-Signifikanzniveau, ein Zusammenhang zwischen der ersten BIP-Schätzung und der Herbstprognose eines Institutes aufzeigen. Dies bedeutet, dass der erste Schätzwert des seco für das BIP-Wachstum Informationen vernachlässigt, die in der Prognose dieses Instituts enthalten sind. Der erste Schätzwert für das BIP ist also nicht stark informationseffizient.

Optimalitätseigenschaften der ersten BIP-Schätzung (seco) 1981–2000

Tabelle 7

	Unverzerrtheit; Autokorrelation	Schwache Informationseffizienz	Informationseffizienz ^a
Konstante	0,075 (0,111)	0,201 (0,149)	0,311 (0,266)
BIP-Wachstum		–0,090 (0,072)	
h=0			0,108 (0,570)
h=0			–0,288 (0,448)
h=0			–0,686 (0,425)
h=3			0,749* (0,395)
h=3			–0,032 (0,210)
LM(3)	5,356	3,233	2,256
p-Wert	0,147	0,357	0,521

Als Institutsprognose wird die Prognosereihe eines Instituts gewählt, das für einen gegebenen Prognosehorizont möglichst viele Beobachtungen aufweist.

a) Die Beobachtung für 1981 fehlt.

***, **, *: Signifikanzniveau von 1%, 5%, 10%

6 Zusammenfassung und Schlussfolgerungen

Wir haben in dieser Untersuchung die Frage behandelt, wie gut die Prognosen für das schweizerische BIP-Wachstum sind. Dazu haben wir eine Datenbasis mit 766 Beobachtungen, die BIP-Prognosen von 14 verschiedenen Instituten enthält, verwendet.

Die Ergebnisse zeigen, dass die Prognosen, die unter dem Jahr für das laufende Jahr oder im Herbst für das nächste Jahr gemacht werden, informativ sind und naive Prognoseverfahren klar übertreffen. Allerdings weisen selbst die am Jahresende für das laufende Jahr abgegebenen Prognosen noch einen Prognosefehler von durchschnittlich rund 0,5 Prozentpunkten auf, was ungefähr dem Revisionsfehler entspricht.

Die Untersuchung hat ferner gezeigt, dass die Prognosefehler mit dem Prognosehorizont stark zunehmen. Bei den zwischen Mai und Juli erstellten Prognosen für das nächste Jahr ($h=18$) entspricht der Prognosefehler bereits ungefähr der Standardabweichung der realisierten BIP-Wachstumsraten. Prognosen über noch längere Prognosehorizonte sagen über den künftigen Konjunkturverlauf nichts mehr aus, sondern geben bestenfalls einen Hinweis auf das Trendwachstum der schweizerischen Wirtschaft. An diesem Ergebnis ändert im Wesentlichen nichts, wenn als realisierter Wert statt des Schätzwerts des *sec*o derjenige des BFS herangezogen wird.

Unsere Untersuchung steht mit diesen eher ernüchternden Ergebnissen nicht allein da. Zu ähnlichen Schlüssen kamen auch Studien, welche entsprechende Prognosen in anderen Ländern untersuchten. So fanden Öller und Barot (2000) in einer umfassenden Untersuchung über die Treffsicherheit europäischer Wachstumsprognosen für das nächste Jahr ähnliche Prognosefehler. Mills und Pepper (1999) kamen für die Wachstumsprognosen von drei führenden britischen Prognoseinstituten wie wir zum Schluss, dass Prognosen ab einem Prognosehorizont von $h=18$ kein hilfreiches Instrument zur Beurteilung der künftigen Konjunktur sind.¹⁶

Erfreulich ist, dass die schweizerischen BIP-Prognosen im Bereich, wo sie informativ sind, den Optimalitätseigenschaften für Prognosen genügen. Die Institutsprognosen sind unverzerrt und können damit als *schwach rational* bezeichnet werden. Auch wird die Information, die in der prognostizierten Reihe vorhanden ist, effizient genutzt. Damit können die Prognosen für das laufende und das nächste Jahr als *schwach informationseffizient* bezeichnet werden.

Die Prognosen sind ausserdem effizient hinsichtlich der Informationsmenge, die zur Erstellung der Prognose verwendet wird. Den härtesten Test, d.h. denjenigen der *starken* Informationseffizienz, bestehen indessen die von uns analysierten BIP-Prognosen nicht. Die Prognosefehler sind nämlich in einigen Fällen mit den Prognosen anderer Institute korreliert.

Alles in allem hat unsere Untersuchung das erhebliche Ausmass der Unsicherheit über die künftige Entwicklung des realen BIP verdeutlicht. Für die Entscheidungsträger ist diese Kenntnis in dem Sinne wichtig, als sie davor warnt, sich in falscher Sicherheit zu wiegen.

Da die Prognosen nur für kurze Prognosehorizonte informativ sind, sollten die Prognoseinstitute ihre Prognosen vor dem Hintergrund neuer Informationen laufend überprüfen und rasch anpassen. Die Tendenz, während des Jahres mehrere Prognosen zu erstellen, ist seit einigen Jahren klar ersichtlich und aus Sicht der Prognoseempfänger erwünscht. Für die Ersteller von Prognosen wäre es dabei hilfreich, wenn statistische Daten zur Entwicklung der schweizerischen Wirtschaft möglichst rasch und idealerweise in einem monatlichen Rhythmus veröffentlicht würden.

¹⁶ Mills und Pepper (1999, S. 247): «It is found that forecasts are not of much use at horizons greater than 18 months (that is, 6 months before the year being forecast).»

Eine Daumenregel für das Vertrauensintervall

Bei einer Normalverteilung der Prognosefehler liegen 50% der Prognosefehler zwischen $\pm 0,675$ Standardabweichungen und 80% zwischen $\pm 1,28$ Standardabweichungen. Diese Eigenschaft lässt sich dazu nutzen, um eine einfache Daumenregel für die Unsicherheit, die mit Prognosen verbunden ist, herzuleiten.

Ausgangspunkt ist eine Gleichung, die den mittleren quadratischen Prognosefehler RMSE als lineare Funktion des Prognosehorizonts h approximiert. Geschätzt mit den Daten aus Tabelle 3 erhalten wir:

$$1) \quad \text{RMSE} = 0,45 + 0,06 \cdot h$$

wobei h die Anzahl Monate vom Zeitpunkt der Prognose bis zum Ende des prognostizierten Jahres darstellt.¹⁷ Die Gleichung zeigt, dass der RMSE gemäss der durchschnittlichen historischen Erfahrung aller Institute in den Jahren 1981–2000 um etwa 0,18 Prozentpunkte pro Quartal zunimmt. Bei den Prognosen mit $h=6$ beträgt der Standardfehler 0,81, bei den Prognosen mit $h=12$ 1,17. Bei Prognosen für $h=18$ ist er mit 1,5 etwa gleich gross wie die Standardfehler des realen BIP.¹⁸

In einem nächsten Schritt lassen sich anhand der Standardfehler der Prognosen für die verschiedenen Prognosehorizonte Vertrauensintervalle berechnen. Dabei folgen wir dem Vorschlag von Granger (1996) und geben neben dem 80%- ein 50%-Vertrauensintervall an. Eine Prognose mit $h=6$ von 2% entspricht mit einer Wahrscheinlichkeit von 50% einem Wert zwischen 1,5% und 2,5% und mit einer Wahrscheinlichkeit von 80% einem Wert zwischen 1% und 3%.

$$50\% \text{ VI: } 2 \pm 0,675 \cdot 0,81 \approx 2 \pm 0,55$$

$$80\% \text{ VI: } 2 \pm 1,28 \cdot 0,81 \approx 2 \pm 1$$

Eine Prognose mit $h=12$ von 2% bedeutet demgegenüber mit einer Wahrscheinlichkeit von 50% ein realisierter Wert von 1,2% bis 2,8% bzw. von 0,5% und 3,5% bei einer Wahrscheinlichkeit von 80%.

$$50\% \text{ VI: } 2 \pm 0,675 \cdot 1,17 \approx 2 \pm 0,79$$

$$80\% \text{ VI: } 2 \pm 1,28 \cdot 1,17 \approx 2 \pm 1,5$$

Anhand dieser Daumenregeln für die Entwicklung der Prognosefehler können aufgrund der historischen Erfahrung sogenannte Konfidenzbänder (FAN-Charts) berechnet werden. Diese könnten helfen, einen bestimmten Prognosewert in Abhängigkeit vom Prognosehorizont besser zu interpretieren und ein Gefühl für die mit Prognosen verbundenen Prognose Risiken zu entwickeln.

17 Die Schätzung erfolgt mit GLS.

18 Für unverzerrte Prognosen entspricht der RMSE dem Standardfehler.

Die *Prognosen* der Institute wurden folgenden Publikationen entnommen:

BAK: CH-Plus, vierteljährlich; CREA: Analyses et Prévisions, Herbst und Frühjahr; CS: 1987–1996: «bulletin» der SKA, monatlich, 1997–2000: «Bulletin» der CS, monatlich; IWF: World Economic Outlook, Herbst und Frühjahr; KfK: Mitteilungen der Kommission für Konjunkturfragen, Beilage zu «Die Volkswirtschaft», Dezemberausgabe, 1993–2000 (Frühjahresprognosen): Expertengruppe Konjunkturprognosen des Bundes, seco; KOF: Monatsberichte sowie Halbjahresberichte, Herbst und Frühjahr; MAT: Prévisions économiques, jährlich; OECD: Economic Outlook, Juni und Dezember; SBG: 1976–1986: «Wirtschaftsnotizen», monatlich, 1987–1997: «Internationaler Konjunkturausblick», vierteljährlich; SBV: «Der Monat»; SGZZ: «Lagebeurteilung der Bauwirtschaft», jährlich; SNB: Vorschläge für die Geldpolitik im Jahre 19xx, jährlich, unveröffentlicht; UBS: «Outlook Schweiz», vierteljährlich; ZKB: «Konjunkturbarometer», monatlich.

Die *realisierten Werte* für die jährliche Veränderung des realen Bruttoinlandproduktes wurden folgenden Publikationen entnommen:

Jahresdurchschnitt aus den Quartalsschätzungen: 1981–1989: Wirtschaftsspiegel Nr. 3 (Märznummer), Bundesamt für Statistik, 1990–2000: Statistisches Monatsheft der Schweizerischen Nationalbank Nr. 3 (Märznummer).

Jahresschätzung des Bundesamtes für Statistik: Statistische Jahrbücher der Schweiz, Jahrgänge 1982 bis 2001.

Brown, W.B. und Maital, S.M. 1981. What Do Economists Know? An Empirical Study of Experts' Expectations. *Econometrica* 49: 491–504.

Clements, M. P. und Hendry, D. F. 1998. *Forecasting economic time series*. Cambridge: Cambridge University Press.

Diebold, F.X. und Mariano, R. 1995. Comparing Predictive Accuracy. *Journal of Business and Economic Statistics* 13: 253–265.

Granger, C.W.J. 1996. Can We Improve the Perceived Quality of Economic Forecasts? *Journal of Applied Econometrics* 11: 455–473.

Granger, C.W.J. und Newbold, P. 1973. Some Comments on the Evaluation of Economic Forecasts. *Applied Economics* 5: 35–47.

Hendry, D.F. und Ericsson, N.R., Hrsg. 2001. *Understanding Economic Forecasts*. The MIT Press.

Holden, K. und Peel, D.A. 1990. On Testing for Unbiasedness and Efficiency of Forecasts. *Manchester School* 58: 120–127.

Kirchgässner, G. 1993. Testing Weak Rationality of Forecasts with Different Time Horizons. *Journal of Forecasting* 12: 541–558.

Klein, L.R. 1981. *Econometric Models and Guides for Decision Making*. New York: Free Press.

Mills, T.C. und Pepper, G.T. 1999. Assessing the Forecasters: An Analysis of the Forecasting Records of the Treasury, the London Business School and the National Institute. *International Journal of Forecasting* 15: 247–257.

Newey, W.K. und West, K.D. 1987. A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica* 55: 703–708.

Öller, L.-E. und Barot, B. 2000. The Accuracy of European Growth and Inflation Forecasts. *International Journal of Forecasting* 16: 293–315.

Steckler, H.O. 2002. The Rationality and Efficiency of Individuals' Forecasts. In *A Companion to Economic Forecasting*, Hrsg. M.C. Clements und D.F. Hendry, 222–240. Oxford: Blackwell.

Wasserfallen, W. 1992. Konjunkturprognosen in der Schweiz. *Finanzmarkt und Portfolio Management* 3: 296–302.

Winker, P. 2002. Vektor Autoregressive Modelle. In *Finanzmarkt-Ökonometrie*, Hrsg. M. Schröder, 213–262. Stuttgart: Schäffer-Poeschel Verlag.