

Haben Konjunkturprognosen in Deutschland einen politischen Bias?*

Von Jörg Döpke

Abstract

The paper analyzes whether business cycle forecasts in Germany show a political bias. Several explanations for a political influence on forecasts are discussed. Using predictions from the German Institute of Economic Research and the Kiel Institute of World Economics, the hypotheses are tested empirically. The results provide no evidence supporting opportunistic or partisan behavior of the institutes. In contrast, there is some evidence in favor of the hypothesis of intentional forecast errors. The results, however, depend on the econometric technique used. In particular, in some instances, parametric and non-parametric tests lead to conflicting results.

Zusammenfassung

Die Untersuchung diskutiert, ob Konjunkturprognosen in Deutschland einen politisch motivierten Bias aufweisen. Es werden verschiedene mögliche Begründungen für Verzerrungen dargestellt und diskutiert. Anhand der Vorhersagen des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung und des Instituts für Weltwirtschaft werden die abgeleiteten Hypothesen einer empirischen Prüfung unterzogen. Es finden sich keine Hinweise auf Parteinahmen der Institute oder auf ein opportunistisches Verhalten. Dagegen steht ein Teil der Ergebnisse nicht im Widerspruch zu der Hypothese intentioneller Fehlprognosen. Auch erscheinen die Vorhersagen ineffizient. Allerdings sind die Resultate von der verwendeten Methode abhängig. Insbesondere zeigen parametrische und nichtparametrische Prüfungen zum Teil unterschiedliche Ergebnisse.

JEL Klassifikation: E32, C53

* Für hilfreiche Hinweise bedankt sich der Autor bei dem Herausgeber dieser Zeitschrift, drei anonymen Gutachtern sowie bei A. Boss, K. J. Gern, E. Langfeldt, T. Goetzke, S. Lapp, C. Pierdzioch und H. Strauss. Den Mitarbeiterinnen und Mitarbeitern des Wirtschaftsarchiv des Institutes für Weltwirtschaft danke ich für die Unterstützung bei der Recherche zum Bild der Konjunkturprognosen in der veröffentlichten Meinung. A. Cors (DIW) hat in einer früheren Fassung einen peinlichen Fehler entdeckt. Alle verleibenden gehen naturgemäß zu meinen Lasten.

1. Einleitung

In der veröffentlichten Meinung findet sich immer wieder die Vermutung, dass wirtschaftspolitische Beratung durch Eigeninteressen oder ideologische Prägungen der Berater beeinflusst sein könnte.¹ Nach dieser Sicht ziehen ökonomische Ratschläge nicht darauf ab, die gesellschaftliche Wohlfahrt zu mehren, sondern etwa auf die Protektion befreundeter Regierungen bzw. Parteien, die Durchsetzung der jeweils eigenen politischen Ideologie oder die Mehrung des eigenen materiellen Nutzens. Auch wird diskutiert, ob Prognostiker sich strategisch verhalten könnten. So wäre es denkbar, dass sie versuchten, durch geeignete Fehlprognosen wirtschaftspolitische Handlungen zu provozieren. Solche intentionellen Vorhersagen würden dann gerade zu dem Zweck erstellt, ihr Zutreffen zu verhindern.

Im Folgenden wird untersucht, ob Konjunkturprognosen für Deutschland Beispiele für solche Verhaltensweisen bieten. Zu diesem Zweck werden die Konjunkturprognosen des Instituts für Weltwirtschaft (IfW), Kiel, und des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung (DIW), Berlin, verglichen und auf Unverzerrtheit und Effizienz geprüft. Im Hinblick auf einen etwaigen Einfluss von Wahlterminen auf die Prognosequalität werden auch die Vorhersagen der Gemeinschaftsdiagnose der fünf (sechs) Institute analysiert. Zur Prüfung werden sowohl parametrische als auch nichtparametrische Tests verwendet.

Die Analyse ist wie folgt gegliedert: Der zweite Abschnitt diskutiert die bisherige Evidenz über die Treffsicherheit, die Unverzerrtheit und die Effi-

¹ Eine Auswahl ohne Anspruch auf Vollständigkeit: Das Herbstgutachten 1994 der sechs Institute wird als „Schützenhilfe“ für die F.D.P. bewertet (Handelsblatt vom 26. 10. 1994), das Frühjahrsgutachten aus dem selben Jahr als „Kleines Wahlgeschenk“ (Handelsblatt vom 27. 4. 1994), das Herbstgutachten 1990 als „Gefälligkeitsgutachten“ (Frankfurter Rundschau vom 22. Oktober 1990), den Instituten wird ein „lack of independence on policy“ unterstellt (The Wall Street Journal Europe vom 22. 4. 1996). Es wird konstatiert, dass „mit Schwarzseherei auch handfeste Politik gemacht“ werde (Frankfurter Rundschau vom 9. 12. 1980). Die Institute seien „zweekoptimistisch“ (Wirtschaftswoche vom 25. 11. 1983). Das Kieler Institut betreibe „Propaganda“, die „allein als wirtschaftspolitisches Instrument nützlich“ sei, weil sie den Gewerkschaften und der SPD Angst mache („Man weiß doch was da kommt“, Der Spiegel Nr. 43 vom 21. 10. 1985). Auch ein Mitglied des wissenschaftlichen Beirates des DIW vertritt die Auffassung: „Einige ältere Institute haben sich im Zeitablauf ein Profil gegeben, das eine gewisse parteipolitische Nähe erkennen lässt. Das Kieler Institut und das Berliner DIW sind Beispiele dafür“ (Prof. Schwalbach in der WELT vom 19. 7. 1999). „Wirtschaftsforschungsinstitute sind nicht politisch neutral so wie es die vermeintliche Wissenschaftlichkeit ihrer Arbeit oft glauben machen will. (...) Prognosen sind also von Meinungen gefärbt – und damit auch verfälscht.“ (Kieler Nachrichten vom 6. 1. 1995). Die Kritik an der Regierung falle diesmal milde aus, weil „(...) der schärfste Kritiker das Lager gewechselt hat“ und „(...) nun als Staatssekretär (...) im Finanzministerium (...)“ sei. (Frankfurter Rundschau vom 6. 1. 1999). Manche Institute betrieben „Liebedienerei“ der Politik gegenüber (ebenda), usw. Die Liste ließe sich nahezu beliebig verlängern.

zienz von deutschen Konjunkturprognosen. Auch werden theoretische Ansätze dargestellt, die systematische Prognosefehler erklären sollen. Der dritte Abschnitt stellt die Methoden zur empirischen Überprüfung der Hypothesen dar. Danach werden die Ergebnisse von Schätzungen und Prüfungen diskutiert. Der letzte Abschnitt fasst die Resultate zusammen und bewertet sie.

2. Was sind die Ursachen von Prognosefehlern?

2.1 Bisherige Evidenz zur Treffsicherheit und Rationalität

Die einfachste und vielleicht am häufigsten bemühte Erklärung von Prognosefehlern besagt, dass Irrtümer bei den Vorhersagen reiner Zufall sind. Nach dieser Auffassung sind die Prognosen bedingte Vorhersagen, die u. a. von der Entwicklung der Auslandskonjunktur, dem Kurs von Finanz-, Geld- und Lohnpolitik und vielen anderen Dingen abhängen, die – so zumindest das Urteil der Konjunkturforscher – nur sehr eingeschränkt vorhergesagt werden können. Ihren wissenschaftlichen Ausdruck hat diese Hypothese in der Diskussion um die Rationalität von Konjunkturprognosen gefunden (Neumann und Buscher 1980, Kirchgässner 1984): Rational ist eine Vorhersage, wenn sie unverzerrt und effizient ist. Eine effiziente Prognose erfordert, dass die gesamte relevante Information, die zum Prognosezeitpunkt zur Verfügung steht, genutzt wird. Da die Menge der gesamten Information natürlich nicht bekannt sein kann, werden Prognosen, die nur eine begrenzte Menge von Information ausbeuten, auch schwach rational genannt (Kirchgässner 1991: 156).

Die Mehrheit der Untersuchungen für die Bundesrepublik Deutschland kommt zu dem Ergebnis, dass die Vorhersagen der Forschungsinstitute und des Sachverständigenrates in dem Sinne rational sind, dass sie keine systematische Verzerrung aufweisen und keine verfügbare Information systematisch außer Acht lassen (vgl. z. B. Kirchgässner 1991). Freilich ist dieser Befund nicht unbestritten geblieben. So findet Helmstädtter (1989, 1991a) Hinweise auf eine Autokorrelation von Prognosefehlern der Gemeinschaftsdiagnose der Institute, was nicht-rationale Prognosen impliziert. Allerdings ist diesem Befund von Kirchgässner (1991) widersprochen worden.

Ebenfalls Helmstädtter (1991b) argumentiert, dass die Prognosen der Institute möglicherweise solchen, die auf allgemeinen Befragungsuntersuchungen beruhen, allenfalls gleichwertig oder sogar unterlegen sind. Dieses Ergebnis ist von van Suntum (1991) kritisiert worden, u. a. da die Befragten die Vorhersagen der Institute zum Zeitpunkt der Umfrage kennen. Döpke und Langfeldt (1995) argumentieren, dass das reale Inlandsprodukt in Auf-

schwünzen regelhaft unter-, und in Abschwüngen systematisch überschätzt wird.

Harvey (1991) sowie Hagen und Kirchgässner (1997) finden, dass einfache Gleichungen mit Hilfe monetärer Variablen ebenso gute Vorhersageeigenschaften aufweisen, wie die Prognose der sechs Institute. Smolny (1998) findet Evidenz, dass ökonometrische Eingleichungsmodelle die Vorhersagequalität verbessern können.

Döpke (2000) belegt, dass die Prognosefehler der Institute sich nur in geringem Ausmaß durch exogene Schocks erklären lassen. Die Ungenauigkeiten bei Vorhersagen können auch auf jeweils spezifische Ursachen zurückgeführt werden. Einen Eindruck über die konkreten Gründe konjunktureller Einschätzungen vermittelt die Arbeit von Nierhaus (1998a). Hinze (1996) erörtert den Einfluss der deutschen und der europäischen Einigung auf die Vorhersagequalität.

Nicht unterschätzt werden sollte zudem die Bedeutung von nachträglichen Datenrevisionen für die Güte der Prognosen (Runkle 1998, Döpke und Langfeldt 1995). Langfeldt und Trapp (1986, 1988) finden sogar einen Einfluss der jeweiligen Witterungslage auf die Fehleinschätzungen der zyklischen Entwicklung. Eine Untersuchung, welche die Prognosefehler auf den theoretischen Standpunkt des Prognostikers zurückführt, liegt für Deutschland nicht vor (vgl. Batchelor und Dua (1990)). Nach den Ergebnissen der amerikanischen Analyse gibt es einen solchen Einfluss ohnehin nicht: danach prognostizieren Monetaristen nur unwesentlich schlechter als Keynesianer.

2.2 Das Verhalten der Prognostiker

Neben der Auffassung, Prognosefehler seien überwiegend zufälliger Natur, finden sich in der Literatur auch Ansätze, welche die Richtung und das Ausmaß von Fehleinschätzungen auf interessegeleitetes Verhalten der Prognostiker zurückführen. Das Interesse der Prognostiker kann dabei eine selbstsüchtiges sein, aber es ist auch denkbar, dass das Gemeinwohl verfolgt wird.

Eine diesbezügliche Hypothese beruht auf der Vorstellung einer sich selbst zerstörenden Prognose (Morgenstern 1928). Wird ein Ereignis prognostiziert, provoziert dies Reaktionen, die das Eintreffen der Vorhersage verhindern.² Wird den Prognostikern unterstellt, einen solchen Zusammen-

² Die Vorstellung, eine Vorhersage könnte Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit ihres eigenen Eintreffens haben, hatte Morgenstern veranlasst, die Möglichkeit und Nützlichkeit von wirtschaftlichen Vorhersagen generell zu verneinen. Bereits Löwe

hang in ihr Kalkül einzubeziehen, ergibt sich die Vorstellung intentioneller Fehlprognosen (Stege 1989). Danach streben die Prognostiker zwar die Maximierung der gesellschaftlichen Wohlfahrt an, versuchen dieses Ziel jedoch durch eine systematische Fehlinformation der wirtschaftspolitischen Entscheidungsträger zu erreichen. Eine Inflation z. B. würde vorhergesagt, um eine antiinflationäre Geldpolitik zu erreichen.

Die Befragungen aktiver Prognostiker in Westdeutschland durch Stege (1989) ergab, dass diese keinen erheblichen Einfluss von Prognosen auf die Wirtschaftspolitik annahmen und bestritten, Vorhersagen in der Absicht erstellt zu haben, bestimmte Maßnahmen zu erreichen. Gleichwohl ergab seine fallweise Analyse der Prognosefehler der fünf führenden Wirtschaftsforschungsinstitute Hinweise auf entsprechendes Verhalten (Stege 1989: 261 ff.). Auch eine Äußerung des Sachverständigenrats zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung ist im Sinne einer intentionellen Fehlprognose gedeutet worden.³ Die Unterschätzung der konjunkturellen Entwicklung im Jahr 1994 wird im Jahresgutachten 1994/95 mit den Worten kommentiert: „Prognosen sind vor allem dazu da, um mögliche Fehlentwicklungen aufzuzeigen, die in einer Entwicklung, die man für die wahrscheinlichste hält, angelegt sind. (...) Insofern hat die Prognose vielleicht etwas bewirkt und mit dazu beigetragen, dass die Entwicklung besser verlaufen ist“ (SVR 1995: 159).⁴ Der als Sprecher der sechs Institute der Gemeinschaftsdiagnose fungierende HWWA-Präsident Straubhaar argumentierte anlässlich der 100. Diagnose explizit: „(...) gerade weil die Konjunkturprognose eine Verhaltensänderung bei den wirtschaftlichen Akteuren induziere, die Bewertung ihrer Qualität besonders vorsichtig erfolgen müsse. Bei den Konjunkturprognosen sei eine differenzierte Sicht notwendig. Weil die Prognose ja „warnen“ oder „Mut machen“ solle, und weil die Akteure gerade aufgrund der Prognose „mehr kauften“ oder „weniger investierten“, könne eine punktgenaue Vorhersage gar nicht das Ziel einer guten Konjunkturprognose sein. Entscheidend sei, ob die Prognose die Verhaltensänderungen in die „richtige“ Richtung anschiebe, ob sie voraussagen könne,

(1929) hatte dem mit Hinweis, dass bereits eine sinnvolle Diagnose der gegenwärtigen Situation ohne prognostische Überlegungen gar nicht machbar sei, widersprochen (vgl. auch Tichy 1994: 198 ff.). Darüber hinausgehend zeigten Grunberg und Modigliani (1954) theoretisch, dass Ereignisse auch dann vorhersagbar bleiben können, wenn die Prognose einen Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit des Eintreffens des zu antizipierenden Ereignisses hat.

³ So von Helmstädter („Überwindung der Rezession auf einem Vertrauensumweg?“, Handelsblatt vom 24. Januar 1995).

⁴ Freilich ist die Interpretation des Ratsäußerung nicht eindeutig. Sowohl der damalige Ratsvorsitzende (H. Hax, „Prognosen – unzuverlässig und doch unentbehrlich“, Handelsblatt vom 27./28. Januar 1995) als auch zwei Stabsmitglieder des Rates (M. Hüther und M. Premer, „Prognose ist keine Prophetie“, Handelsblatt vom 9. Februar 1995) haben dieser Sichtweise widersprochen.

wann ein Aufschwung an ein Ende kommen werde, wann ein Abschwung beginnen werde. Wenn sie dies schaffe, könne die Wirtschaftspolitik rechtzeitig reagieren und gegensteuern. Somit sei eine Konjunkturprognose dann „gut“, wenn sie Politik und Wirtschaft zur richtigen Zeit im voraus die sachdienlichen Hinweise auf Änderungen im makroökonomischen Datenkranz und den entscheidungsrelevanten Rahmenbedingungen liefere.⁵

Bei der Beurteilung wirtschaftspolitischer Beratung betont Kirchgässner (1999) noch einen weiteren Aspekt. Nach seiner Auffassung versuchen die Berater gar nicht, die gesellschaftliche Wohlfahrt zu verbessern, sondern streben eine Erhöhung ihres eigenen Nutzens durch Gefälligkeitsgutachten an: „Because it is possible to find for any political position economists who defend it (for money) economists giving policy advice are in the general public often accused of being corruptible.“ (Kirchgässner 1998, abstract, o.S.). Grundsätzlich ist dem Autor zuzustimmen, denn die Hypothese, nach der die Institute vorzugsweise ihren eigenen Nutzen fördern wollen, muss aus ökonomischer Sicht hoch plausibel, wenn nicht selbstverständlich erscheinen. Unterstellen Volkswirte doch in der Regel allen anderen Teilen der Gesellschaft – zuvorderst Politikern und Bürokraten – genau diese Motivation. Warum ausgerechnet Ökonomen die einzigen Wirtschaftssubjekte sein sollten, die nur am Gemeinwohl orientiert sein sollten, ist nicht konsistent zu begründen. Kirchgässner (1999) argumentiert allerdings, dass der Prozess der Politikberatung gleichwohl zu einem gesellschaftlich effizienten Ergebnis führen kann, wenn Wettbewerb der Ideen herrscht und eine offene Diskussion der Beratung erfolgt.

Kirchgässner (1996, 1999) belegt seine Analyse der Politikberatung u. a. mit einer Fallstudie über die Beurteilung von Regulierungen Schweizer Versicherungsmärkte. Aber auch das Verhalten der deutschen Wirtschaftsforschungsinstitute wird zur Begründung herangezogen. So wird vermerkt, das DIW habe in der Diskussion um eine „doppelte Dividende“ einer ökologischen Steuerreform einen Anstieg der Beschäftigung nach einer solchen Reform vorhergesagt. Weiter vermutet der Autor: „If this report had been produced by Kiel, the study would have probably have predicted a reduction of employment as a consequence of such a reform“ (Kirchgässner 1999: 16).⁶ Freilich ist die Evidenz durch die Betrachtung von Gutachten weder eindeutig noch hinreichend.

⁵ HWWA-Pressemitteilung vom 3. 4. 2000. <http://www.hwwa.uni-hamburg.de/news/index-news-presse.htm> (15. 5. 2000)

⁶ Tatsächlich hat das IfW inzwischen eine solche Studie durchgeführt (Scholz 2000, Klepper und Scholz 1998). Die Vermutung Kirchgässners bestätigt sich m. E. nicht. Vielmehr versucht die Untersuchung abzuleiten, unter welchen Annahmen eine doppelte Dividende zu erwarten wäre.

Zum einen bekommt der Auftraggeber einer Studie oft nicht das, was er erhofft hatte. So ist der Tenor einer Studie über das Konzept der Bürgergeldes, die auf einen Auftrag des (F.D.P.-nahen) Liberalen Instituts der Friedrich-Naumann-Stiftung zurückgeht, kritisch bis ablehnend (Gern 1999), obgleich die F.D.P. dieses Konzept politisch propagiert. Auch Analysen aus dem DIW, die seit Jahren eine weitgehende Konstanz der personellen Einkommensverteilung in Deutschland belegen, sind – angesichts der bei Sozialdemokraten populären Behauptung einer „Zwei-Drittels-Gesellschaft“ – durch den unterstellten politischen Standort des Institutes kaum zu erklären.

Zum anderen ist die Tatsache, dass Institute zu unterschiedlichen Ratschlägen kommen, nicht zwingend ein Indiz für Gefälligkeitsgutachten. Differierende Einschätzungen können ebenso gut Ausdruck eines funktionsnierenden Ideenwettbewerbs sein. Die Vorstellung eines wissenschaftlichen „state of the art“ von dem nicht mehr legitimerweise abgewichen werden kann, ist für die Volkswirtschaftslehre nicht angemessen. So zählt Franz (2000) die ökonomische Kritik an der deutschen Handwerksordnung zu den Ratschlägen, die „auf vergleichsweise zuverlässigem ökonomischen Wissen begründet sind“ (Franz 2000: 62). Gleichwohl hat das Rheinisch-Westfälische Institut für Wirtschaftsforschung (RWI) den großen Befähigungsnachweis unter Hinweis auf ökonomische Argumente in Gutachten verteidigt (Klemmer und Schrumpf 1999).

Zur Begründung der These eines politischen Einflusses auf die vorhersagten kann auch auf den personellen Austausch zwischen den Forschungsinstituten und der Politik verwiesen werden.⁷ Auch gegen eine solche Betrachtungsweise lassen sich allerdings wichtige Einwände geltend machen. So wechseln die weitaus meisten Mitarbeiter, welche die Institute verlassen, in Tätigkeiten, die keine parteipolitische Nähe erkennen lassen. Auch gibt es Beispiele, in denen Institutsmitarbeiter in Administrationsstellen der im Sinne der Hypothese falschen parteipolitischen Ausrichtung wechseln.

Neben einem freiwilligen opportunistischen Verhalten der Institute könnte eine politische Einflussnahme allerdings auch durch politische Pressionen herbeigeführt werden. Die Institute sind von politischen Institutionen in hohem Maße abhängig, da diese die mit großem Abstand wichtigsten Zuwendungs- und Auftraggeber der öffentlich-rechtlichen Institute sind. Zumaldest einmal wurde der Versuch aktenkundig, mit Hinweis auf ihre

⁷ So stellte das DIW z. B. einen Finanzminister in Schattenkabinetten der SPD, und ein Abteilungsleiter wechselte als Staatssekretär in ein (SPD-geführtes) Finanzministerium. Aus dem Kieler Institut hingegen gingen der zeitweilige Leiter der Grundsatzabteilung des (damals F.D.P.-geführten) Wirtschaftsministeriums ebenso hervor wie ein wirtschaftspolitischer Berater Helmut Kohls. Die Liste erhebt keinen Anspruch auf Vollständigkeit.

Abhängigkeit die einzelnen Institute zu „politischem Wohlverhalten“ zu zwingen. Eine umstrittene Stellungnahme des DIW über die Erfüllung der Maastrichtkriterien führte zu der Drohung des damaligen Finanzministers Waigel, dem Institut die Mittel zu kürzen („Nun soll es dem DIW an den Kragen“, TAZ vom 5. 3. 1998). Auch eine kritische Einschätzung der Haushaltslage des Bundeslandes Berlin zu Wahlkampfzeiten wird mit für das DIW sehr schmerhaften Budgetkürzungen eben dieses Bundeslandes unwidersprochen in Verbindung gebracht („Dismal Science“, The Wall Street Journal Europe vom 22. 4. 1996).

In der Literatur wird auch die Vorstellung diskutiert, die vorhersagenden Institutionen könnten sich durch strategische Fehlprognosen am Markt für Wirtschaftsanalysen zu profilieren suchen. Typischerweise gibt es eine Vielzahl von Prognostikern. Zwar wurden Vorhersagen in Deutschland lange Zeit als öffentliche Güter behandelt. Dennoch ergab sich schon damals ein relativ breites Angebot an Diagnosen. Nicht nur die fünf Institute, der Sachverständigenrat und die Bundesregierung im Jahreswirtschaftsbericht veröffentlichten Zahlen über die zukünftige wirtschaftliche Entwicklung. Auch internationale Organisationen, wie die OECD, der IMF und die EU, Verbände sowie ihnen nahestehende Institute (WSI und IW) erstellen Vorhersagen. In den achtziger und neunziger Jahren kamen viele private Anbieter – hauptsächlich aus dem Bereich der Banken und Versicherungen – hinzu. In einem solchen Umfeld kann der Wert einer Prognose für ihren Anbieter nicht nur durch deren Güte, sondern auch durch die Aufmerksamkeit bestimmt werden, welche die prognostizierende Institution in den Medien und der Öffentlichkeit erzielen kann (Langfeldt 1996). Unter diesen Annahmen zeigen Laster, Bennet und Geoum (1999), dass Prognostiker ihren Nutzen mit verzerrten Prognosen maximieren können, wenn in ihre Nutzenfunktion nicht nur die Treffsicherheit der Prognose, sondern auch die Publizität einer Prognose eingeht.

Eine Außenseitermeinung kann dem Prognostiker ein hohes Maß an Aufmerksamkeit sichern. Eine ähnliche Hypothese findet sich auch in Lamont (1995). Träfen diese Hypothesen zu, könnte die Güte der Vorhersagen privater Anbieter von denen öffentlich-rechtlicher abweichen, da sich die Anreizstrukturen im öffentlichen Dienst von denen der Privatwirtschaft unterscheiden. Empirisch zeigen Fintzen und Stekler (1999) jedoch für amerikanische Daten, dass sich die Prognosequalität privater und öffentlich-rechtlicher Anbieter bei der Prognose der Rezession 1990 nicht unterschied. McNess (1992) findet zudem eine zu starke Orientierung an der Konsensprognose statt der postulierten starken Abweichung davon. Darüber hinaus wäre zu diskutieren, ob die Treffgenauigkeit in Ländern höher ist, deren „Prognoseindustrie“ überwiegend privatwirtschaftlich organisiert ist.

2.3 Das Verhalten der Nachfrager nach Konjunkturprognosen

Gegen die bisherigen Überlegungen kann eingewendet werden, dass ein systematischer Bias der Vorhersagen unmöglich sei, wenn die Nachfrager nach Prognosen rationalen oder zumindest adaptiv rationalen Erwartungen haben würden. Dann, so wird argumentiert, hätten die Prognostiker bei einen funktionierenden Markt für Vorhersagen keinen Anreiz zu Fehlinformationen. In der Tat gehen kommt eine frühere Untersuchung (Stege 1989) zu dem Ergebnis, dass intentionelle Fehlprognosen nur für wenige Jahre nachgewiesen werden können.

Die theoretische Literatur über ein möglicherweise vorliegendes strategisches Verhalten der Prognostiker geht indessen davon aus, dass dieser Einwand nicht hinreichend ist. Vielmehr werden eine Reihe von Hypothesen erörtert, die ein strategisches Verhalten der Prognostiker im Markt erklären sollen (Löffler 1998). So wird eine spezifische Form des Marktversagens postuliert (Ehrbeck and Waldmann 1996). Danach muss die Beziehung zwischen dem Prognostiker und dem Nachfrager nach Vorhersagen als eine Prinzipal-Agent Relation aufgefasst werden. Die Nachfrager besitzen keine volle Information über die Qualität und das Zustandekommen einer Vorhersage, da diese von einer Reihe von nicht kontrollierbaren Faktoren abhängt. Sie können daher nicht direkt beobachten, ob der Prognosefehler durch unglückliche Umstände oder durch Absicht zustande gekommen ist. Dies auch, weil weder die Annahmen, die einer Prognose zugrunde liegen noch die verwendeten Methoden, vollständig und explizit dargelegt werden. Generell wäre denkbar, dass die Prognosefehler sich aus unterschiedlichen verwendeten Methoden ergeben. Leider sind die Informationen der Institute über ihr Vorgehen bei Prognosen nur sehr gering. Einen Eindruck über die wahrscheinlich vorherrschende Methode des sogenannten „iterativ-analytischen Verfahrens“ bietet Nierhaus (1998b) und die Darstellungen bei Tichy (1994). Aus beiden Erörterungen wird deutlich, dass die Prognoseverfahren wenig standardisiert sind und somit dem Prognostiker große „Ermessensspielräume“ lassen. Die Nachfrager können also nicht entscheiden, ob eine Vorhersage fachgerecht erstellt wurde. Es liegt somit eine Informationsasymmetrie vor.

Eine weitere mögliche Erklärung ist, dass die Nachfrage nach verzerrten Prognosen zwar wie erwartet sinkt, jedoch keinen starken Einfluss auf das Verhalten der Prognostikern ausübt. Dies wäre etwa der Fall, wenn die Nutzenfunktion der Prognostiker mehr als ein Argument enthielte (Laster et al. 1999). Eine Möglichkeit ist die schon erwähnte Orientierung an der Publizität einer Prognose. In diesem Fall erkennen die Nachfrager die Mängel der Prognose, der durch die erzielte Aufmerksamkeit erzielte Nutzen des Prognostikers ist jedoch größer als der Verlust an Renommee. Die Nachfrager

nach Vorhersagen verhalten sich hier durchaus rational, d. h. sie „bestrafen“ Fehlprognosen mit einem Verlust an Ansehen. Ist dieser jedoch klein genug – etwa weil sich die Aufmerksamkeit der Nachfrager auf viele Anbieter verteilt – kann eine Verzerrung gleichwohl das Einkommen der Prognostiker maximieren. Allerdings muss zugegeben werden, dass dieses Modell für die Gegebenheiten der deutschen Forschungsinstitute kaum angemessen ist, da die Bezahlung der Prognostiker weder von der Publizität der Vorhersage noch von deren Qualität abhängt.

Schließlich gibt es einige Befunde in der Literatur, die sich mit der Hypothese rationalen Verhaltens der Nachfrager nach Prognosen nicht in Übereinstimmung bringen lassen. So findet Ito (1990) Evidenz für „*wishful expectations*“, d. h. z. B. Exporteure erwarten tendenziell Abwertungen, Importeure Aufwertungen der Währung. In diesem Fall werden auch kognitive Erklärungsmuster für Fehlprognosen herangezogen (Löffler 1998). Alles in allem kann also nicht davon ausgegangen werden, dass die Kontrolle durch die Nachfrager immer stark genug ist, um intentionelle oder politisch motivierte Fehlprognosen auszuschließen.

2.4 Ansätze zur empirischen Überprüfung der Hypothesen

Im folgenden soll die Hypothese eines politischen Einflusses auf die Prognosegüte empirisch überprüft werden. Dabei werden die Vorhersagen des Instituts für Weltwirtschaft Kiel (IfW) und die Prognosen des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung (DIW) herangezogen. Die Institute unterscheiden sich im Untersuchungszeitraum sowohl durch ihren theoretischen Standort als auch durch ihre (vermutete) Nähe zu politischen Parteien und Tarifvertragsparteien.

So werden dem Kieler Institut durch externe Beobachter (Stege 1989) und durch eigene frühere Mitarbeiter (Langfeldt und Trapp 1988) monetaristische Positionen nachgesagt. Von daher steht zu vermuten, dass das Institut der Inflationsbekämpfung Priorität vor anderen Zielen einräumt bzw. zumindest überzeugt ist, dass eine restriktivere Geldpolitik keine Verfehlung bei anderen wirtschaftspolitischen Zielen zur Folge hat. Sollen die wirtschaftspolitischen Entscheidungsträger also zu einer dämpfenden Politik gedrängt werden, wäre es – trüfe die Hypothese zu – naheliegend, zu hohe Inflationsprognosen zu erstellen.⁸

⁸ Diese Interpretation der Prognose des Kieler Institutes weicht freilich von der Auffassung Steges (1989) ab. Er argumentiert, dass die Wirtschaftsforscher von der Förde durch tendenziell zu niedrige Inflationsprognosen den Versuch machen könnten, die Wirtschaftspolitik zu beeinflussen. Würden diese nämlich von den Tarifvertragsparteien in den Verhandlungen über die Tariflohnsteigerungen berücksichtigt, so käme es zu Reallohnsenkungen, die das Institut angesichts der hohen Arbeitslosigkeit zu erreichen versuche.

Das DIW vertritt nach fremder (Langfeldt und Trapp 1988) wie eigener Einschätzung (Horn 1999) keynesianische Positionen. Zudem hat es die hohe Arbeitslosigkeit oft als das wichtigste wirtschaftspolitische Problem bezeichnet. Infolgedessen müsste es – trüfe die Hypothese intentioneller Fehlprognosen zu – versuchen, das Wachstum regelmäßig zu unterschätzen, um zu erreichen, dass expansive wirtschaftspolitische Maßnahmen ergriffen werden.

Wird darüber hinaus unterstellt, dass die Prognostiker (partei-)politische Zielsetzungen verfolgen, können in Analogie zu den Theorien der politischen Konjunkturzyklen (Belke 1996, Solveen 1998) zwei Fälle unterschieden werden. Zum einen könnte den Prognostikern opportunistisches Verhalten unterstellt werden. Dann müssten die Prognosen für bzw. in Wahljahren eine zu günstige Einschätzung der konjunkturellen Entwicklung aufweisen, um den jeweils Regierenden die Wiederwahl zu erleichtern. Zum anderen ist denkbar, dass die Institute als Parteigänger aufzufassen sind. Dann käme es zu einer Über- bzw. Unterschätzung immer dann, wenn es der Regierung der befreundeten politischen Farbe nutzt.

Das DIW müsste – bei Gültigkeit dieser Hypothese – unter sozialdemokratisch geführten Regierungen zu Überschätzungen der konjunkturellen Dynamik neigen, das Kieler Institut zu entsprechendem Verhalten unter konservativen dominierten Regierungen. Freilich unterstellt die Hypothese eine wenig bis gar nicht informierte politische Öffentlichkeit, welche die dann systematischen Prognosefehler über Jahre nicht zur Kenntnis nimmt. Entsprechende Überlegungen werden auch gegen die Theorien des politischen Konjunkturzyklus ins Feld geführt. Ob eine mit rationalen Erwartungen kompatible Formulierung des Parteigängeransatzes empirisch gehaltvoll ist, wird in der Literatur strittig diskutiert (Belke 1996).

Zusammenfassend kann festgestellt werden, dass die Hypothesen, nach denen die Eigeninteressen oder die politischen Motive der Prognostiker für die Vorhersagequalität zumindest mitverantwortlich sind, der empirischen Prüfung zugänglich sind. Nach den postulierten Hypothesen sollte das DIW zu einer Unterschätzung des Wachstums, das IfW zu einer Überschätzung der Inflation neigen. Auch sollte der Prognosefehler der Institute in Wahljahren größer sein als in anderen Jahren und auch von der Regierungszusammensetzung abhängen. Im folgenden Abschnitt werden die zur Prüfung der Hypothesen notwendigen Instrumente erläutert.

3. Ansätze zur Beurteilung von Konjunkturprognosen

Der folgende Abschnitt stellt die methodischen Ansätze kurz dar, die verwendet werden, um die im zweiten Abschnitt diskutierten Hypothesen zu

prüfen. Dabei werden deskriptive Maße der Treffsicherheit und des Informationsgehaltes der Vorhersagen ebenso herangezogen, wie parametrische und verteilungsfreie Tests auf Unverzerrtheit und Effizienz.

3.1 Maße der Prognosegenauigkeit und Prüfung auf Informationsgehalt

Zunächst ist zu untersuchen ob Konjunkturprognosen überhaupt einen Informationsgewinn bieten. Wäre dies nicht der Fall, so müsste der Versuch, über ein strategisches Verhalten Einfluss auf die Politik auszuüben, von vornherein zum Scheitern verurteilt sein, da Vorhersagen, die nicht systematisch besser sind als ein Münzwurf, nicht als Argument in politischen Prozessen dienen könnten.

Als Maße der Prognosegenauigkeit werden hier der durchschnittliche Fehler und die Wurzel des mittleren quadratischen Fehlers herangezogen (Diebold und Lopez 1996). Der durchschnittliche Fehler ist dabei ein Maß für die Verzerrung der Prognose. Die Beurteilung von Konjunkturprognosen anhand einfacher Gütemaße stößt freilich auf ein prinzipielles Hindernis: Abgesehen von der Forderung, dass die Vorhersagen einen mittleren Vorhersagefehler von Null aufweisen sollten, d. h. unverzerrt sein sollten, fehlt es an einem darüber hinaus gehenden Vergleichsmaßstab, der es gestattet, zu entscheiden, ob eine Prognose hinreichend gut oder verbessерungsfähig ist. Es kann z. B. nicht entschieden werden, ob ein mittlerer absoluter Fehler von einem Prozentpunkt eine gute oder eine schlechte Prognoseleistung ist. Ausgehend von diesem Problem, hat sich in der Literatur weitgehend die Orientierung am Leitbild einer rationalen Erwartung durchgesetzt.

Um zu untersuchen, ob Prognosen überhaupt Informationsgehalt aufweisen, wird ein Test herangezogen, der auf die richtige Erfassung der Veränderungstendenz einer zu prognostizierenden Größe abhebt. Die Prognosefehler werden dabei wie in Übersicht 1 klassifiziert (vgl. auch Diebold und Lopez 1996: 257). Das Symbol „II“ beispielsweise kennzeichnet eine zutreffende Prognose der jährlichen Veränderungsraten, d. h. z. B. ein höherer Zuwachs wird vorhergesagt und trifft auch tatsächlich ein.

Übersicht 1

Klassifizierung von Wendepunktfehlern anhand von Veränderungsraten

	Beschleunigung eingetroffen	Verlangsamung eingetroffen
Beschleunigung prognostiziert	II	IJ
Verlangsamung prognostiziert	JI	JJ

Quelle: Nach Diebold und Lopez (1996: 257).

Der Informationsgehalt einer Prognose kann mit Hilfe der Variablen

$$(1) \quad \frac{II}{II + JJ} + JJ(JJ + II)$$

beurteilt werden. Besitzt die Prognose Informationsgehalt gegenüber einem reinen Zufallsprozess, so muss der Wert größer sein als 1 (Diebold und Lopez 1996: 257). Darüber hinaus kann ein Test auf Informationsgehalt entwickelt werden. Dazu werden die unter der Nullhypothese keines Informationsgehaltes erwarteten Zellbelegungen (E_{ij}) berechnet und mit der tatsächlichen Anzahl (O_{ij}) verglichen (Ashm et. al 1998: 385). Unter der Nullhypothese keines Informationsgehaltes gilt

$$(2) \quad C = \sum_{i,j=1}^2 (O_{ij} - E_{ij})^2 / E_{ij} \sim \chi^2(1)$$

Die Größe folgt einer Chi-Quadrat-Verteilung mit einem Freiheitsgrad (Diebold und Lopez 1996: 257).

3.2 Parametrische Tests auf Unverzerrtheit und Effizienz

Zur Prüfung der Unverzerrtheit von Konjunkturprognosen wird in der Literatur häufig die Mincer-Zarnowitz-Regression herangezogen (Diebold 1998: 342). Sie hat die Form:

$$(3) \quad R_t = \beta_0 + \beta_1 P_t + \varepsilon_t$$

Darin ist R_t die Realisation der zu prognostizierenden Veränderungsrate in t , P die Prognose der Größe erstellt in $t-1$ für die Periode t und ε ein Störterm. Eine Prognose ist unverzerrt, wenn die Hypothese $H_0 = \begin{cases} \beta_0 = 0 \\ \beta_1 = 1 \end{cases}$ nicht abgelehnt werden kann (Clements und Hendry 1998: 56 ff.). Es kann auch auf Effizienz der Prognose geprüft werden. Dann wird der Ansatz

$$(4) \quad R_t = \beta_0 + \beta_1 P_t + \beta_2 X_{t-1} + \varepsilon_t$$

geschätzt und geprüft, ob $H_0 = \begin{cases} \beta_0 = 0 \\ \beta_1 = 1 \\ \beta_2 = 0 \end{cases}$ abgelehnt werden muss (Holden und Peel 1990). Darin ist X_{t-1} eine zum Prognosezeitpunkt zur Verfügung stehende beliebige Information. Die Nullhypothese einer effizienten Prognose muss abgelehnt werden, wenn Information, die zum Zeitpunkt der

Prognose schon bekannt war, einen Informationsgewinn gegenüber der Vorhersage darstellt. Solche Variable mit Informationsgehalt können auch die vergangenen Prognosefehler sein. Sind die Vorhersagefehler autokorreliert, kann daher nicht von einer effizienten Ausnutzung der zur Verfügung stehenden Information ausgegangen werden. Darüber hinaus wird geprüft, ob andere makroökonomische Variablen, wie etwa der durchschnittliche kurzfristige Zins des Vorjahres die Prognosefehler erklären können, da Ergebnisse von Hagen und Kirchgässner (1997) darauf hindeuten, dass die Institute den Kurs der Geldpolitik nicht ausreichend berücksichtigen.

Eine weitere Frage, die sich in diesem Zusammenhang stellt, ist, ob die Prognosen der zwei Institute sich qualitativ unterscheiden. Eine solche Hypothese kann mit einer forecast-encompassing Test untersucht werden (Diebold und Lopez 1996: 253). Hier wird die Gleichung:

$$(5) \quad R_t = \beta_0 + \beta_1 P_t^1 + \beta_2 P_t^2 + \varepsilon_t$$

geschätzt, worin R_t die realisierte Wachstumsrate und P_t^i , ($i = 1, 2$) die Prognosen zweier Institutionen oder Verfahren repräsentieren. Wenn die Hypo-

these $H_0 : \begin{cases} \beta_0 = 0 \\ \beta_1 = 1 \\ \beta_2 = 0 \end{cases}$ nicht abgelehnt werden kann, umfasst die Prognose 1

den Informationsgehalt der Prognose 2. Entsprechend dominiert die Vor-

hersage 2 die erste, wenn $H_0 : \begin{cases} \beta_0 = 0 \\ \beta_1 = 0 \\ \beta_2 = 1 \end{cases}$ gilt. Für alle anderen Parameter-

werte kann nicht festgestellt werden, dass eine der beiden Prognosen die andere umfasst. Dann bieten beide Prognosen Informationsgehalt, und eine Kombination der Vorhersagen kann mehr Information bieten als die einzelnen Werte (Clements und Hendry 1998: 233 ff.).

3.3 Nichtparametrische Tests

Die parametrischen Tests haben wichtige Nachteile (Campbell und Gylsels 1995). So setzen sie Verteilungsannahmen voraus. Verlangt wird die unabhängige Normalverteilung der Residuen mit Erwartungswert Null und konstanter Varianz. Hier wird daher ergänzend auch auf nichtparametrische Verfahren zurückgegriffen. Sie folgen auch in kleinen Stichproben exakt einer Verteilung (Campbell und Gylsels 1995). Zu ihrer Motivation muss daher nicht auf den zentralen Grenzwertsatz oder asymptotische Überlegungen zurückgegriffen werden. Folgende Prüfvariable kommen zur Anwendung:

$$(6) \quad S = \sum_{t=1}^T u(E_t)$$

Darin ist $E_t = R_t - P_t$ der Prognosefehler in der Periode t , und u eine Funktion, die das Vorzeichen des Prognosefehlers angibt:

$$(7) \quad u(E_t) = \begin{cases} 1 & \text{für } E_t \geq 0 \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

Die zweite Prüfvariable ist:

$$(8) \quad W = \sum_{t=1}^T u(E_t) R_t^+$$

Darin ist R_t^+ der Rang des absoluten Prognosefehlers, den man erhält, wenn diese in aufsteigender Reihenfolge angeordnet werden. Unter der Nullhypothese, dass die Prognosefehler unabhängig sind und einen Median von Null haben, ist (6) binomialverteilt mit T Freiheitsgraden und einer Eintrittswahrscheinlichkeit von 0,5. Wird darüber hinaus angenommen, dass die Prognosefehler symmetrisch um 0 sind, kann (8) zu einem Wilcoxon Rangsummen Test verwendet werden. Gemeinsam können die Variablen also zur Prüfung der Hypothese, dass die Prognosefehler um Null zentriert sind, verwendet werden. Die Teststatistiken gelten dabei auch bei nicht normalverteilten und heteroskedastischen Prognosefehlern (Campbell und Gyhsels 1995).

Zur Prüfung der Hypothese, nach der die Prognosefehler autokorriert erster Ordnung sind, werden die folgenden Teststatistiken herangezogen:

$$(9) \quad SC = \sum_{t=1}^T u(Z_t^1)$$

Darin ist $Z = E * E_{t-1}$. Ebenso wird

$$(10) \quad WC = \sum_{t=1}^T u(Z_t) R_t^+$$

berechnet. Darin ist R^+ der mit dem Vorzeichen der Reihe Z versehene Rang im Untersuchungszeitraum. Unter der Nullhypothese, dass die Prognosefehler frei sind von Autokorrelation ist (8) binomialverteilt mit $T - 1$ Freiheitsgraden und einer Eintrittswahrscheinlichkeit von 0,5.⁹ Bei gleicher

Nullhypothese kann WC für einen Wilcoxon Rangsummentest genutzt werden.

Ferner wird überprüft, ob die Verwendung exogener Informationen die Prognosen der Institute verbessert hätte. Zur Prüfung dieser Hypothese wurden folgende Teststatistiken verwendet:

$$(11) \quad SQ = \sum_{t=1}^T u(Z_t^K)$$

Darin ist $Z^K = E * X_{t-1}$ mit X als exogener Zeitreihe, die in der Vorperiode bekannt war. Hier wird die Differenz des 3-Monats-Zinssatzes von seinem Median im Untersuchungszeitraum als Kennzahl für den Kurs der Geldpolitik herangezogen. Schließlich wird noch die Variable

$$(12) \quad WQ = \sum_{t=1}^T u(Z_t^K) R_t$$

herangezogen. Unter der Nullhypothese, dass die exogene Variable keinen Informationsgewinn bietet, folgt die Variable (11) einer Binomialverteilung ($T - k$) und (12) kann zum Wilcoxon-Rangsummentest genutzt werden (Campbell und Gyhsels 1995).

4. Empirische Ergebnisse der Überprüfung

4.1 Die verwendeten Daten

Zur Überprüfung der Hypothesen werden die Konjunkturprognosen des IfW und des DIW für die Jahre 1976 bis 1999 herangezogen.¹⁰ Der Untersuchungszeitraum ergibt sich aus der Tatsache, dass das IfW Mitte der siebziger Jahre eine Wende hin zu einer monetaristischen Positionen vollzog. Das DIW gilt hingegen im während seiner gesamten Nachkriegsgeschichte als keynesianisch. Die dem IfW häufig nachgesagte Nähe zu konservativen und liberalen Parteien kann ebenfalls erst ab Mitte der siebziger Jahre konstatiert werden. Das DIW galt hingegen schon vorher als der SPD nahestehend.

⁹ Mit $t - k$ Freiheitsgraden, wenn auf Autokorrelation k -ter Ordnung geprüft wird. (Campbell und Gyhsels 1995: 23).

¹⁰ Die Inflationsprognosen beginnen erst 1977, da das Institut für Weltwirtschaft für das Jahr 1976 keine eindeutige Vorhersage des Preisauftriebs veröffentlichte. Die Quellen für die Vorhersagen sind: – für das DIW: DIW Wochenberichte, lfd. Jrg., Berlin. – für das IfW: Die Weltwirtschaft, lfd. Jrg., Kiel.

Betrachtet werden die Vorhersagen der Veränderungsrate des realen Bruttoinlandsprodukts¹¹ und die Einschätzungen des zukünftigen Preisauftriebs.¹² Die Daten beziehen sich bis 1992 einschließlich auf Westdeutschland, danach auf Deutschland. Im Falle von Prognoseintervallen wurde das arithmetische Mittel von Ober- und Untergrenze genutzt. Die so ermittelten Zahlen sind in der Anhangstabelle 1 wiedergegeben. Als Referenzzeitreihe wird die jeweils erste Veröffentlichung des Statistischen Bundesamtes, d. h. das zu Beginn des Folgejahres veröffentlichte „vorläufige Jahresergebnis“ herangezogen.¹³

4.2 Treffsicherheit und Erfassung der konjunkturellen Richtung

Einen ersten Eindruck der Prognosefehler geben die Abbildungen 1 und 2. Es zeigt sich, dass die Fehler der Institute stark miteinander korreliert sind.¹⁴ Der Zeitpunkt einer Prognose scheint wichtiger für die Höhe des Fehlers zu sein als die Institution, die prognostiziert. Dies spricht gegen die Vermutung eines politischen Einflusses auf die Vorhersagen. Freilich gibt es Unterschiede, so dass geprüft werden muss, ob die Hypothesen aus dem zweiten Abschnitt gestützt werden.

Die Tabelle 1 gibt die Ergebnisse hinsichtlich der Treffsicherheit und des Informationsgehalts der betrachteten Vorhersagen wieder. Es zeigt sich, dass die Prognosefehler in Bezug auf das Bruttoinlandsprodukt für das Berliner Institut etwas größer sind als die Vorhersagefehler der Kieler Wirtschaftsforscher. Der mittlere Fehler weist jedoch in beiden Fällen das gleiche Vorzeichen auf. Dies widerspricht der Hypothese einer systematischen Fehleinschätzung durch ein einzelnes Institut.

¹¹ Von 1983 bis 1989: des Bruttosozialprodukts.

¹² Betrachtet wird die antizipierte Veränderungsrate des Deflators des privaten Verbrauchs. Wenn in der Vorhersage lediglich eine Prognose des Auftriebs des Preisindex der Lebenshaltung enthalten war, wurde unterstellt, dass die Prognostiker keinen expliziten Unterschied zwischen den Konzepten machen wollten.

¹³ Die Berechnungen sind auch auf Basis des letzten (im Mai 2000) verfügbaren Ergebnisses durchgeführt worden. Große Abweichungen zu den hier diskutierten Ergebnissen zeigen sich nicht. Die Ergebnisse sind auf Anfrage beim Autor erhältlich.

¹⁴ Die Korrelationskoeffizienten betragen +0,78 für die Vorhersagen der Veränderungsrate des Bruttoinlandsprodukts und +0,89 für die Inflationsprognosen.

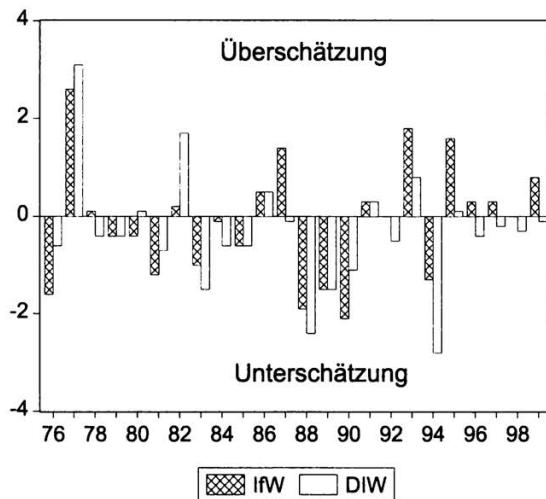


Abbildung 1: Prognosefehler des DIW und des IfW bei der Vorhersage des Bruttoinlandsprodukts

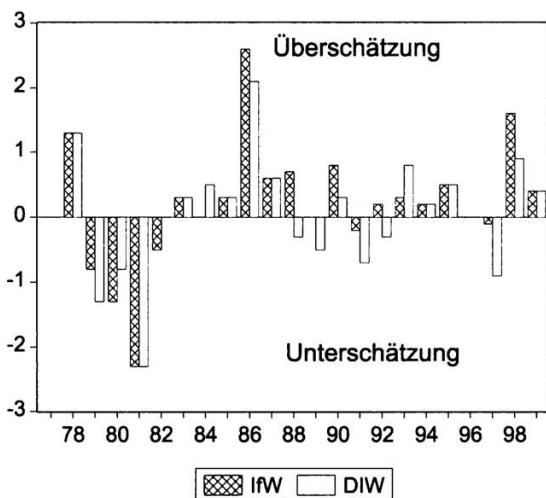


Abbildung 2: Prognosefehler des DIW und des IfW bei der Vorhersage der Inflationsrate

Tabelle 1

Statistiken zu den Prognosen von DIW und IfW 1976 – 1999

	Prognosen des IfW	Prognose des DIW
Veränderungsrate des Bruttoinlandsprodukts		
Mittlerer Fehler	-0,09 [0,71] ^a	-0,32 [0,21] ^a
RMSE	1,18	1,21
Schiefe der Prognosefehler	-0,29	0,58
Kurtosis der Prognosefehler	2,61	4,81
JB-Test auf Normalverteilung der Prognosefehler	0,48 [0,78]	4,60 [0,10]
Anzahl richtig vorhergesagter Wachstumsbeschleunigungen (II)	7	7
Anzahl falsch vorhergesagter Wachstumsbeschleunigungen (IJ)	3	2
Anzahl richtig vorhergesagter Wachstumsverlangsamungen (JJ)	9	12
Anzahl falsch vorhergesagter Wachstumsverlangsamungen (JI)	4	2
Informationsgehalt $II/(II + IJ) + JJ(JJ + JI)$	1,39	1,63
Prüfung auf Informationsgehalt	3,49 [0,06]	9,72 [0,00]
Inflationsrate		
Mittlerer Fehler	0,20 [0,33] ^a	0,05 [0,80] ^a
RMSE	0,96	0,89
Schiefe der Prognosefehler	-0,11	-0,33
Kurtosis der Prognosefehler	4,71	3,95
JB-Test auf Normalverteilung der Prognosefehler	2,86 [0,24]	1,29 [0,52]
Anzahl richtig vorhergesagter Inflationsbeschleunigungen (II)	7	6
Anzahl falsch vorhergesagter Inflationsbeschleunigungen (IJ)	4	2
Anzahl richtig vorhergesagter Inflationsverlangsamungen (JJ)	8	8
Anzahl falsch vorhergesagter Inflationsverlangsamungen (JI)	3	6
Informationsgehalt $II/(II + IJ) + JJ(JJ + JI)$	1,36	1,32
Prüfung auf Informationsgehalt	2,12 [0,15]	2,93 [0,09]

^a Test auf einen mittleren Fehler von Null unter der Annahme der Normalverteilung.

Quelle: Eigene Berechnung. In eckigen Klammern: marginale Irrtumswahrscheinlichkeit der Prüfungen.

Wenn die Hypothese eines politischen bias zuträfe, müsste sich die Treffsicherheit der deutschen Institute von denen internationaler Institutionen für Deutschland unterscheiden. Die Übersicht 2 zeigt einige Ergebnisse diesbezüglicher Studien. Die Aufstellung beschränkt sich auf die Prognosen des realen Wirtschaftswachstums, da Inflationsprognosen seltener ausgewertet wurden.

Übersicht 2

Ausgewählte Studien zur Treffsicherheit von Konjunkturprognosen

Studie	Prognostizierende Institution	für welches Land / in welchem Zeitraum	RMSE
Artis (1997)	IMF	Deutschland / 1971 – 1994	1,32
Pons (2000)	OECD	Deutschland 1971 – 1995	1,99
Heilemann (1998)	Jahreswirtschaftsbericht der Bundesregierung	Deutschland 1967 – 1996	74,2 ^a

^a Der Autor gibt den root mean square percentage error an.

Es zeigt sich, dass die Vorhersagefehler von internationalen Institutionen, bei denen eine politische Verzerrung unplausibel ist, in der gleichen Größenordnung liegen wie die Irrtümer der hier betrachteten Institute. Dies gilt allerdings auch für den unmittelbar unter politischer Kontrolle stehenden Jahreswirtschaftsbericht der Bundesregierung. Die hier vorgenommene Aufstellung kann natürlich bei weitem nicht vollständig sein. Jedoch kommen auch Tichy (1994) und Zarnowitz (1992) bei einem Vergleich der Treffsicherheit von Prognosen zu dem Ergebnis, dass diese sich nicht stark zwischen den Institutionen und den Ländern, für die prognostiziert wird, unterscheiden.¹⁵

Auch die Auszählung der Wendepunktfehler zeigt kaum Evidenz im Sinne der politischen Verzerrung der Konjunkturprognosen. So hat das DIW im Untersuchungszeitraum nur einmal häufiger eine Wachstumsverlangsamung angekündigt als das IfW. Von einem notorisch pessimistischen Berliner Institut kann also nicht die Rede sein.¹⁶ Ähnliches gilt auch für die

¹⁵ Der Status der Prognostiker unterscheidet sich in den einzelnen Ländern stark (Wyploz 1999). Eine ähnliche Größenordnung der Prognosefehler spricht also gegen die Hypothese einer politischen Beeinflussung der Vorhersagen.

¹⁶ Zumal der Ehrentitel einer Cassandra von der Presse durchaus flexibel vergeben wird. Anfang der achtziger Jahre musste sich das Kieler Institut nachsagen lassen,

Inflationsprognosen aus Kiel. Lediglich dreimal häufiger wird eine Inflationsbeschleunigung angekündigt. Die Hypothese, nach der die Vorhersagen keinen Informationsgehalt bieten, muss für die Vorhersagen des Bruttoinlandsprodukts abgelehnt werden, beim Kieler Institut jedoch nur bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 vH. Weniger eindeutig ist die Evidenz für Inflationsprognosen. Zumindest für das Institut für Weltwirtschaft ist es fraglich, ob die Prognosen überhaupt einen Informationsgewinn beinhalten, denn die Hypothese keines Informationsgehaltes kann nur bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 15 vH verworfen werden.

Alles in allem stützt die Evidenz über Treffsicherheit und Informationsgehalt die Hypothesen über politische Einflüsse nicht. Die Unterschiede zwischen den Instituten sind klein und mit internationalen Prognosen vergleichbar. Gleichwohl ist damit noch nicht gezeigt, dass die Unterschiede im Prognoseverhalten statistisch insignifikant sind. Dieser Frage widmet sich der nächste Abschnitt. Zunächst werden die Ergebnisse parametrischer Test betrachtet.

4.3 Parametrische Tests

Die Schätzung der Zarnowitz-Mincer Regression (Diebold 1998) erbrachte die in Tabelle 2 dargestellten Ergebnisse. Im Gegensatz zum vorherigen Abschnitt zeigen sich Hinweise auf die im ersten Abschnitt erörterten Hypothesen. So muss die Hypothese, nach der die Outputprognosen des DIW unverzerrt sind, bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 vH verworfen werden. Gleiches gilt für die Inflationsprognose des IfW. Hier wird die Nullhypothese einer verzerrungsfreien Vorhersage sogar bei einer sehr niedrigen Irrtumswahrscheinlichkeit verworfen. Die Punktschätzer deuten zudem auf eine Verzerrung in Richtung der geäußerten Vermutungen hin, d. h. im Falle des DIW kommt es zu einer systematischen Unterschätzung der Veränderungsrate des realen Bruttoinlandsprodukts, im Falle des IfW zu einer systematischen Überschätzung der Inflationsrate.¹⁷

es sei „wegen seiner allzeit pessimistischen Orakel“ ein „Düster-Zentrum“. („Untrügliche Anzeichen einer Wende“, Der Spiegel Nr. 30 vom 21. 7. 1980).

¹⁷ Denkbar ist, dass die Ergebnisse der Prüfungen von einigen wenigen, einflussreichen Ausreisern abhängen. Um diese Vermutung zu prüfen, sind die Prüfungen auf Unverzerrtheit der Vorhersagen mit Gleichungen wiederholt worden, in denen die jeweils grössten Prognosefehler durch Dummy-Variable belegt wurden, die ihren Einfluss vollständig aufnehmen und dadurch die eigentlich interessierenden Parameter nicht mehr beeinflussen. Für die Prognosen des Bruttoinlandsprodukts ergaben sich die höchsten Abweichungen im Falle beider Institute für das Jahr 1977, im Falle der Inflationsprognosen kam die grösste Abweichung für das IfW im Jahr 1986 zu stande, für das DIW im Jahre 1981. Im Falle der DIW-Wachstumsprognosen kann die

Tabelle 2

**Prüfungen auf Unverzerrtheit der Konjunkturprognose
nach Zarnowitz und Mincer**

Prognose	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	Prüfung auf Unverzerrtheit
Bruttoinlandsprodukt, IfW	0,57 (1,75)	0,78 (7,02)	2,09 [0,15]
Bruttoinlandsprodukt, DIW	0,82 (2,35)	0,75 (5,37)	2,76 [0,08]
Inflation, IfW	-1,42 (-3,04)	1,41 (7,61)	7,30 [0,00]
Inflation, DIW	-0,53 (-1,22)	1,17 (7,79)	0,75 [0,49]

In runden Klammern: t -Werte, nach dem Verfahren von Newey und West (1987) um Autokorrelation und Heteroskedastizität bereinigt. In eckigen Klammern: marginale Irrtumswahrscheinlichkeit der Prüfung.

Es stellt sich die Frage, ob angesichts dieser Hinweise eine Vernachlässigung einer der beiden Prognosen angemessen sein könnte. Die Ergebnisse der forecasting-encompassing-Tests sind in Tabelle 3 wiedergegeben.

Tabelle 3
Encompassing Tests

Nullhypothese	Prognosen der Veränderung des Bruttoinlandsprodukts	Prognosen der Inflation
IfW Prognose umfasst DIW Prognose	1,55 [0,23]	2,53 [0,08]
DIW Prognose umfasst IfW Prognose	2,03 [0,14]	1,25 [0,32]

In eckigen Klammern: marginale Irrtumswahrscheinlichkeit der Prüfung.

Es zeigt sich, dass die Hypothese, nach der die Information der einen Prognose in der des anderen Institutes enthalten ist, für die Vorhersagen der Veränderung des Bruttoinlandsproduktes nicht abgelehnt werden kann. Im Falle der Inflationsprognosen muss die Hypothese eines höheren Informationsgehaltes der Kieler Prognose zumindest bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 vH zurückgewiesen werden. Hingegen kann nicht verneint werden, dass die Berliner Vorhersagen die Kieler dominieren. Dies steht in

Nullhypothese einer unverzerrten Prognose in diesem Fall bei Berücksichtigung der Dummy weiter bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 vH abgelehnt werden. Bezuglich der Inflationsprognosen des IfW steigt die marginale Irrtumswahrscheinlichkeit hingegen über 20 vH. Die ausführlichen Ergebnisse sind auf Anfrage beim Autor erhältlich.

Übereinstimmung mit der Vermutung einer verzerrten Inflationsprognose des IfW.

Neben der Unverzerrtheit ist die Effizienz der Prognose ein wesentliches Kriterium zur Beurteilung der Rationalität der Vorhersage. Sie kann u. a. geprüft werden, indem die Prognosefehler auf Autokorrelation getestet werden. Kann diese Hypothese nicht abgelehnt werden, so deutet dies auf nicht berücksichtigte Information hin. Die Tabelle 4 zeigt die parametrischen Prüfungen auf Effizienz. Es finden sich generell keine Hinweise auf eine Autokorrelation der Prognosefehler. Nur bei der Kieler Inflationsprognose wird die marginale Irrtumswahrscheinlichkeit relativ klein, d. h. hier finden sich Hinweise auf ineffiziente Vorhersagen. Die Prüfungen auf Effizienz unter Berücksichtigung weiterer Variabler bestätigen im Wesentlichen die Prüfungen auf Unverzerrtheit. Die zusammengesetzte Hypothese muss im Falle der Vorausschätzungen des DIW die reale Wirtschaftsentwicklung betreffend in zwei von drei Fällen zurückgewiesen werden. Es kann daher nicht mehr davon ausgegangen werden, dass die Vorhersagen die gesamte zur Verfügung stehende Information ausschöpfen. Dies gilt auch für die ebenfalls unter dem Verdacht der Verzerrung bzw. Ineffizienz stehenden Kieler Inflationsprognosen. Hier führt die Berücksichtigung des kurzfristigen Zinses zur Ablehnung der Hypothese, d. h. eine Beachtung dieser Variablen hätte die Vorhersage verbessern können.

Generell lässt sich aber nicht feststellen, dass eine einzige bestimmte exogene Variable systematisch unberücksichtigt bleibt. So weist sich die Berücksichtigung des Dollar-Wechselkurses bei der Erklärung der Wachstumsprognosen des DIW als hilfreich. Hingegen scheinen die Inflationsprognose des IfW die kurzfristigen Zinsen nicht hinreichend zu berücksichtigen. Das etwas diffuse Bild deckt sich mit den Ergebnissen von Döpke und Langfeldt (1995) nach denen die Vorhersagefehler des IfW nicht eindeutig auf Fehleinschätzungen bei den der Prognose zugrundeliegenden Prämissen zurückgeführt werden können.

Zusammenfassend kann festgestellt werden, dass die Ergebnisse parametrischer Prüfungen der Hypothese intentioneller Fehlprognosen zumindest nicht eindeutig widersprechen. Im nächsten Abschnitt werden auch verteilungsfreie Tests zur Analyse herangezogen.

4.4 Nichtparametrische Tests

Tabelle 5 zeigt die Ergebnisse der nichtparametrischen Tests auf Unverzerrtheit und Effizienz der Prognosen. Wie bei den parametrischen Prüfungen ergibt sich ein Hinweis auf eine Verzerrung der Prognosen des Bruttoinlandsprodukts des DIW. Es hat deutlich häufiger das Wachstum unter- als überschätzt. Anders als bei den parametrischen Prüfungen zeigt

Tabelle 4
Prüfungen auf Effizienz der Prognosen

Vorhersage	Nullhypothese	Realisation der Prüfvariablen (F-Werte)
IfW Prognose des realen BIP	Prognosefehler sind nicht autokorreliert 1. Ordnung	0,42 [0,53]
IfW Prognose des realen BIP	Die Prognose ist effizient (kurzfristiger Zins)	1,65 [0,21]
IfW Prognose des realen BIP	Die Prognose ist effizient (US-Dollar)	1,12 [0,36]
IfW Prognose des realen BIP	Die Prognose ist effizient (langfristiger Zins)	1,72 [0,20]
DIW Prognose des realen BIP	Prognosefehler sind nicht autokorreliert 1. Ordnung	0,71 [0,41]
DIW Prognose des realen BIP	Die Prognose ist effizient (kurzfristiger Zins)	2,07 [0,36]
DIW Prognose des realen BIP	Die Prognose ist effizient (US-Dollar)	5,66 [0,00]
DIW Prognose des realen BIP	Die Prognose ist effizient (langfristiger Zins)	4,58 [0,01]
IfW Prognose der Inflation	Prognosefehler sind nicht autokorreliert 1. Ordnung	2,21 [0,15]
IfW Prognose der Inflation	Die Prognose ist effizient (kurzfristiger Zins)	3,11 [0,05]
IfW Prognose der Inflation	Die Prognose ist effizient (US-Dollar)	2,12 [0,13]
IfW Prognose der Inflation	Die Prognose ist effizient (langfristiger Zins)	2,29 [0,11]
DIW Prognose der Inflation	Prognosefehler sind nicht autokorreliert 1. Ordnung	0,47 [0,50]
DIW Prognose der Inflation	Die Prognose ist effizient (kurzfristiger Zins)	0,35 [0,79]
DIW Prognose der Inflation	Die Prognose ist effizient (US-Dollar)	0,40 [0,79]
DIW Prognose der Inflation	Die Prognose ist effizient (langfristiger Zins)	0,40 [0,76]

In eckigen Klammern: marginale Irrtumswahrscheinlichkeiten der Prüfungen. Beim Test auf Autokorrelation handelt es sich um einen Breusch / Godfrey (Godfrey 1988) Test auf Autokorrelation erster Ordnung. Bei den Prüfungen auf Effizienz ist in Klammern jeweils die zusätzlich berücksichtigte Variable angegeben. Dabei ist „kurzfristiger Zins“ der Zinssatz für 3-Monats Geld und „langfristiger Zins“ die Umlaufsrendite festverzinslicher Wertpapiere. Quelle für alle Daten sind die Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, lfd. Jrg., Frankfurt a.M.

sich hier jedoch auch eine Tendenz zur Überschätzung der Veränderungsrate der realen Produktion durch das Institut für Weltwirtschaft. Allerdings ergibt sich der Befund der Verzerrung nicht, wenn beim Berliner Institut auch berücksichtigt wird, welchen Rang die jeweilige Prognose unter allen Voraussagen des Institutes einnimmt. Offenbar sind einige Unterschätzungen nicht zu den quantitativ größten Prognosefehlern zu rechnen. Hinsichtlich des Kieler Institutes deuten beide Tests in die gleiche Richtung. Im Sinne der zugrundeliegenden Hypothese scheinen diese durch die Prüfungen gestützt zu werden. Die häufigen Unterschätzungen des DIW könnten Ausdruck eines Versuches sein, expansive Maßnahmen der Wirtschaftspolitik zu provozieren. Entsprechend ist es möglich, dass die Überschätzung durch die Kiefer Forscher Teil einer Warnung vor inflationären Tendenzen ist.

Tabelle 5

Prüfungen auf Unverzerrtheit und Effizienz der Konjunkturprognosen von IfW und DIW

Hypothese	Statistik	Prognosen des IfW	Prognosen des DIW
Prognosen des Bruttoinlandsprodukts			
Median der Prognosefehler gleich Null	S	13	7**
Median der Prognosefehler gleich Null	W	136***	81
Prognosefehler frei von Autokorrelation	SC	14	9
Prognosefehler frei von Autokorrelation	WC	99***	45
Kurzfristige Zinsen bieten keinen Informationsgewinn	SQ	13	12
Kurzfristige Zinsen bieten keinen Informationsgewinn	WQ	88	78
Prognosen der Inflation			
Median der Prognosefehler gleich Null	S	17**	15**
Median der Prognosefehler gleich Null	W	180***	147***
Prognosefehler frei von Autokorrelation	SC	17	16
Prognosefehler frei von Autokorrelation	WC	131	125
Kurzfristige Zinsen bieten keinen Informationsgewinn	SQ	13	12
Kurzfristige Zinsen bieten keinen Informationsgewinn	WQ	80	77

*; **; *** bedeutet Ablehnung der Nullhypothese bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1, (5, 10) vH.

Quelle: Eigene Berechnung.

Die Hypothese der Ineffizienz der Prognosen kann hingegen bei den Wachstumsvorhersagen nur im Falle eines Tests für das Kieler Institut abgelehnt werden. Ein Informationsgewinn durch den kurzfristigen Zinses im Sinne der Ergebnisse von Hagen und Kirchgässner (1997) und von Harvey (1991) kann nicht durch die nicht-parametrischen Tests belegt werden.

Bei den Inflationsprognosen fällt auf, dass die Hypothese einer unverzerrten Vorhersage für beide Institute zurückgewiesen werden muss. Beide Institutionen haben die Inflation sehr häufig überschätzt. Allerdings – und dies erklärt z.T. die Differenz zu den Ergebnissen der parametrischen Prüfungen – waren diese Überschätzung oft sehr gering. Die Unterschätzungen der Inflation war dagegen recht groß. Im Sinne der Hypothese eines politischen Bias sind die Ergebnisse nur im Falle des Kieler Institutes mit der Behauptung einer intentionellen Fehlprognose kompatibel.

Die Ergebnisse der parametrischen und der verteilungsfreien Tests stehen somit partiell im Widerspruch zueinander. Maßgeblich für diesen Unterschied ist, dass die nichtparametrischen Verfahren nur die Anzahl, nicht aber das Ausmaß der Fehleinschätzungen zur Prüfung heranziehen. Die differierenden Testergebnisse deuten also darauf hin, dass einige wenige einflussreiche Beobachtungen für die Ergebnisse wesentlich sind. Dies steht aber im Widerspruch zu den Regressionen zugrundeliegenden ökonomischen Hypothese. Nach dieser sollten die Institute relativ gleichmäßig versuchen, die Politik in ihrem Sinne zu beeinflussen. Anders wäre dies nur, wenn die Institute an ausgeprägten Wendepunkten in besonderem Maße geneigt sind, das aus ihrer Sicht relevante wirtschaftspolitische Problem durch eine warnende Prognose zu betonen. Zwar stimmt dies mit dem stilisierten Faktum überein, nachdem die Vorhersagefehler an konjunkturellen Wendepunkten besonders hoch sind (Döpke und Langfeldt 1995), aber nicht mit der Beobachtung, dass Rezessionen fast nie vorhergesagt wurden (Heilemann 1998a, Zarnowitz 1999).

4.5 Der Einfluss von Wahlen und Regierungszusammensetzung

Zur Prüfung etwaigen opportunistischen Verhaltens aller Prognostiker wird untersucht, ob die Prognosen der Institute sich für Wahljahre bzw. in Wahljahren für Nachwahljahre von den Prognosen anderer Jahre unterscheiden. Zur Prüfung der Hypothese opportunistischen Verhaltens werden – abweichend vom bisherigen Vorgehen – die Vorhersagen der Gemeinschaftsdiagnose der fünf (sechs) Institute vom Herbst eines jeden Jahres herangezogen. Zum einen ermöglicht dies eine Einbeziehung einer größeren Anzahl von Wahlen, zum anderen kann die Gemeinschaftsdiagnose als eine

Art Konsensprognose angesehen werden. Bei diesem Vorgehen bleibt zunächst eine vermutete Nähe zu einer Regierung einer bestimmten „Farbe“ unberücksichtigt. Es wird lediglich untersucht, ob die Institute versuchten, ihrem jeweiligen Auftraggeber gefällig zu sein.

Maßgeblich für die Untersuchung sind die Jahre der Bundestagswahlen von 1965 bis 1998. Problematisch ist die Ermittlung von durchschnittlichen Fehlern bzw. die Durchführung von Tests. Zum einen ist die Zahl der Beobachtungen ohnehin sehr klein. Auch sind einige Wahlen überraschend – also nicht am Ende der Wahlperiode – zustande gekommen. Im Falle der Wahl 1972 und 1983 ist also nicht klar, ob die Prognostiker zum Zeitpunkt der Prognose die Wahl, die sie gemäß der zu prüfenden Hypothese beeinflussen wollten, überhaupt schon absehen konnten. Schließlich ist problematisch, dass die Wahlen zu ganz unterschiedlichen Zeitpunkten im Jahr stattfanden, die hier herangezogene Herbstdiagnose also die richtige Vorhersage zur Prüfung der Nullhypothese ist.

Tabelle 6

**Prognosefehler der Gemeinschaftsdiagnose der sechs Institute
für Wahljahre und Nachwahljahre**

Wahljahr	Prognosefehler Bruttoinlandsprodukt		Prognosefehler Inflationsrate	
	Wahljahr	Nach- wahljahr	Wahljahr	Nach- wahljahr
1965	0,4	1,4	-0,6	-1,0
1969	-4,6	-0,8	-0,2	-1,6
1972	-2,0	-0,3	-1,5	-2,4
1976	-1,6	3,1	0,8	0,5
1980	0,6	0,3	-1,3	-2,3
1983	-1,0	-0,6	0,3	0,5
1987	1,4	-1,4	1,1	0,7
1990	-1,6	-0,2	0,3	0,3
1994	-1,3	1,1	0,2	0,5
1998	0,0	0,8	1,1	0,4
Durchschnittlicher Prognosefehler	-1,0 (0,2)	0,3 (0,2)	0,0 (-0,1)	-0,4 (-0,1)
Durchschnittlicher RMSE	1,88 (1,84)	1,29 (1,84)	0,87 (1,07)	1,27 (1,07)

Quelle: Eigene Berechnung. In runden Klammern: Werte für den gesamten Zeitraum (1963 bis 1999, gesamtdeutsche Daten ab 1993).

Die Ergebnisse in Tabelle 6 zeigen, dass es keinen wahrnehmbaren Unterschied bezüglich der Treffgenauigkeit von Konjunkturprognosen in Wahljahren und Nichtwahljahren gibt. Zwar sind die Prognosefehler geringfügig höher (vor allem, weil mit 1980 der Beginn einer Rezession und mit 1990 der Einfluss der deutschen Einheit Teil der Stichprobe sind). Doch zeigen die Prognosefehler in die „falsche“ Richtung. Das Wachstum wird nicht stärker überschätzt, wie es der These opportunistischen Verhaltens entsprechen würde, sondern im Gegenteil stärker unterschätzt.

Eine andere Vermutung die des opportunistischen Verhaltens ist die Hypothese, die Ausrichtung der jeweiligen Regierung könnte Einfluss auf die Vorhersagen der Institute haben. „Befreundete“ Regierungen werden durch günstige Prognosen gestützt, „feindliche“ entsprechend bekämpft. Eine Tendenz zur Fehleinschätzung müsste demnach mit der Zusammensetzung der jeweiligen Regierung korrespondieren. Bis 1982 sollte das Kieler Institute zur Unterschätzung geneigt haben, danach zur Überschätzung der realen wirtschaftlichen Entwicklung. Die Tabelle 7 gibt den mittleren Fehler, den mittleren absoluten Fehler und den RMSE für die Zeiträume 1976 bis 1982 und 1999 (SPD-geführte Regierungen) und den dazwischen liegenden Zeitraum an (CDU-geführte Regierungen).

Tabelle 7

Prognosefehler der Institute nach Ausrichtung der jeweiligen Regierung in Prozentpunkten

Prognose	MF	MAF	RMSE
Wachstumsprognose des IfW	SPD: 0,01 CDU: -0,09	SPD: 0,91 CDU: 0,91	SPD: 1,21 CDU: 1,14
Inflationsprognose des IfW	SPD: -0,46 CDU: 0,48	SPD: 0,94 CDU: 0,52	SPD: 1,22 CDU: 0,83
Wachstumsprognose des DIW	SPD: 0,34 CDU: -0,61	SPD: 0,89 CDU: 0,81	SPD: 1,18 CDU: 0,83
Inflationsprognose des DIW	SPD: -0,39 CDU: 0,25	SPD: 0,87 CDU: 0,56	SPD: 1,16 CDU: 0,72

SPD kennzeichnet SPD geführte Regierungen, CDU konservative dominierte Regierungen. Ein positiver (negativer) Wert bei mittleren Fehler zeigt eine Über- (Unter)schätzung der jeweiligen Größe an.

Hinsichtlich der Prognosen der realen Wirtschaftsentwicklung passen die Prognosefehler nicht eindeutig zu den vermuteten Ausrichtungen der Institute. So überschätzt Kiel zu Zeiten der SPD-Regierungen und unterschätzt, wenn die CDU regiert. Die Abweichungen sind jedoch vernachlässigbar klein. Gleichermaßen gilt – sogar etwas stärker ausgeprägt – für das DIW, d. h. sein Verhalten steht in Übereinstimmung mit der zu prüfenden Hypothese.

Gleiche Vorzeichen der Prognosefehler finden sich hingegen bei den Inflationsprognosen. Dies steht im Widerpruch zur Hypothese, da nach der Hypothese zumindest das Kieler Institut kein Interesse an einer Überschätzung der Inflationsrate während einer CDU-geführten Regierung haben sollte. Alles in allem deuten die Befunde darauf hin, dass der Zeitpunkt der Prognose wichtiger zu sein scheint als die Farbe der jeweiligen Regierung. Diese Ergebnisse stehen damit überwiegend im Gegensatz zu der Hypothese, nach der den Instituten das Verhalten von Parteigängern zu unterstellen ist. Zudem sind die Unterschiede der durchschnittlichen Fehler so gering, dass bei der geringen Anzahl von Beobachtungen nicht ausgeschlossen werden kann, dass sie auf reinen Zufall zurückgehen.

5. Schlussfolgerungen

Konjunkturprognosen könnten durch Interessen der Prognostiker bestimmt werden. Die vorliegende Arbeit diskutiert, ob ein politischer Einfluss auf die Prognosen in Deutschland nachgewiesen werden kann. Dabei wird zwischen intentionellen Fehlprognosen und parteipolitisch beeinflussten Vorhersagen unterschieden. Im Falle intentioneller Fehlprognosen würden Ereignisse vorhergesagt, um wirtschaftspolitische Gegenmaßnahmen zu provozieren, die das Zutreffen der Prognose verhindern. Hinsichtlich der Vorstellung eines parteipolitisch motivierten Verhaltens kann eine opportunistische Strategie von einem Parteigänger-Ansatz unterschieden werden. Im ersten Fall würden die Institute der jeweiligen Regierung, die zu ihren Hauptfinanzierungs- und auftraggebern gehört, Gefälligkeitsprognosen erweisen, im zweiten Fall befreundete Parteien zu unterstützen versuchen.

Diese Hypothesen werden empirisch überprüft. Dabei werden sowohl Verfahren verwendet, welche die Normalverteilung von Fehlern oder Residuen voraussetzen, als auch sogenannte nichtparametrische Tests. Diese stützen sich auf das Vorzeichen und weniger auf das Ausmaß der Fehlprognosen. Die Untersuchung der Konjunkturprognosen des DIW und des IfW ergaben keine Hinweise auf parteipolitische Einflüsse im engeren Sinne. Weder sind die Termine von Wahlen noch die Zusammensetzung der Regierung relevant für die Qualität von Prognosen. Jedoch kann die Hypothese intentioneller Fehlprognosen nicht eindeutig abgelehnt werden. Danach überschätzte das Kieler Institut systematisch die Inflation. Die Hypothese, nach der die Institution eine möglichst anti-inflationäre Geldpolitik zu erreichen wünscht, kann somit nicht widerlegt werden. Analoges gilt für die Wachstumsvorhersagen des DIW. Hier zeigt sich eine Tendenz zur Unterschätzung. Gemäß der Hypothese versucht das DIW damit expansive Maßnahmen zu provozieren.

Zu der Frage eines politischen Einflusses auf Prognosen liegen bisher recht wenige Untersuchungen vor (Auerbach 1999, Heilemann 1998a). Die hier vorgelegten Ergebnisse können daher als Grundlage weiterer Bemühungen dienen. Formale Modelle des Prognostikerverhaltens wären hilfreich, um mehr testbare Hypothesen zu entwickeln. Empirisch ist es denkbar, weitere Institute oder private Anbieter von Prognosen in die Untersuchung einzubeziehen. Darüber hinaus kann an methodische Erweiterungen gedacht werden. So könnten Prognoseredaten in einem Panel untersucht werden, um Freiheitsgrade bei den Prüfungen zu gewinnen. Hilfreich ist möglicherweise auch die Diskussion um asymmetrische Verlustfunktionen bei Prognosen (Artis und Marcellino 1999). Schließlich kann erörtert werden, welche Rolle intentionelle Fehlprognosen spielen, wenn die Geldpolitik sich an Inflationsvorhersagen orientiert.

Die Relevanz solcher Forschungen wäre erheblich, denn trüfe die Hypothese intentioneller Fehlprognose zu, wäre dies für die Volkswirtschaftslehre in hohem Maße schädlich. Politik vollzieht sich in einer Demokratie durch Wahlen und Abstimmungen. Die Institute sind durch niemanden zu politischer Einflussnahme legitimiert (Stege 1989, Heilemann 1998b). Dies gilt auch für die Gewichtung wirtschaftspolitischer Ziele. Auch müssten die Institute fürchten, dass sich die Nutzer der Prognosen auf Dauer anderen Anbietern zuwenden. Dies ginge aber wohl mit einem Ansehensverlust der Profession einher, der führende Vertreter des Fachs jüngst bescheinigt haben, an gesellschaftlichem Einfluss spürbar verloren zu haben (Frey 2000, Siebert 1998). Von daher sind die Institute gut beraten, auch nur den Anschein der Politikbeeinflussung zu meiden. Sie könnten dazu beitragen, indem sie ihre Prognosemethoden und die den Vorhersagen zugrundeliegenden Annahmen stärker als bisher offen legen.

Literatur

Arbeitsgemeinschaft wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute. Zur Lage der Weltwirtschaft und der deutschen Wirtschaft. Lfd. Jg. Berlin.

Artis, M. J. (1997). How Accurate are the IMF's Short Term Forecasts? Another Examination of the World Economic Outlook. Staff Studies for the World Economic Outlook. Washington, D.C.: 1–36.

Artis, M. J. / Marcellino, M. (1999). Fiscal Forecasting: The Track Record of the IMF, OECD and EC. European University Institute Working Paper No. 99/22. Florence.

Ashm, J. C. K. / Smyth, D. J. / Heravi, S. M. (1998). Are OECD Forecasts Rational and Useful? A Directional Analysis. International Journal of Forecasting 14: 381–391.

Auerbach, A. J. (1999), On the Performance and Use of Goverment Revenue Forecasts. National Tax Journal 52: 767–782.

- Batchelor, R. / Dua, P. (1990). Forecaster Ideology, Forecasting Technique, and the Accuracy of Economic Forecasts. International Journal of Forecasting 6: 3–10.*
- Belke, A. (1996). Politische Konjunkturzyklen in Theorie und Empirie: eine kritische Analyse der Zeitreihendynamik in Partisan-Ansätzen. Tübingen.*
- Campbell, B. / Ghysels, E. hf; (1995). Federal Budget Projections: A Nonparametric Assessment of Bias and Efficiency. The Review of Economic and Statistics 77: 17–31.*
- Clements, M. P. / Hendry, D. F. (1998). Forecasting Economic Time Series. Cambridge.*
- Diebold, F. X. (1998). Elements of Forecasting. Cincinnati.*
- Diebold, F. X. / Lopez, J. A. (1996). Forecast Evaluation and Combination. In G.S. Maddala und C. R. Rao (Hrsg), Handbook of Statistics Vol. 14: 241–268.*
- Döpke, J. (2000). Macroeconomic Forecasts and the Nature of Economic Shocks in Germany, Kiel Working Paper No. 972. Kiel.*
- Döpke, J. / Langfeldt, E. (1995). Zur Qualität von Konjunkturprognosen für Westdeutschland 1976–1994. Kieler Diskussionsbeitrag Nr. 274. Kiel.*
- Ehrbeck, T. & R. Waldmann (1996). Why Are Professional Forecasters Biased? Agency versus Behavioral Explanations. The Quarterly Journal of Economics 111: 21–40.*
- Fintzen, D. / Stekler, H. O. (1999). Why did Forecasters Fail to Predict the 1990 Recession? International Journal of Forecasting 15: 309–323.*
- Franz, W. (2000). Wirtschaftspolitische Beratung: Reminiszenzen und Reflexionen. Perspektiven der Wirtschaftspolitik 1: 53–71.*
- Frey, B. S. (2000). Was bewirkt die Volkswirtschaftslehre? Perspektiven der Wirtschaftspolitik 1: 5–53.*
- Gern, K. J. (1999). Auswirkungen verschiedener Varianten einer negativen Einkommensteuer in Deutschland – Eine Simulationsstudie. Tübingen 1999.*
- Godfrey, L. G. (1988) Specification Tests in Econometrics, Cambridge University Press.*
- Grunberg, E. / Modigliani, F. (1954). The Predictability of Social Events. Journal of Political Economy: 465–478.*
- Hagen, H. M. / Kirchgässner, G. (1997). Interest Rate Based Forecasts vs. Professional Forecast for German Economic Growth: A Comparison. Discussion Paper No. 9714. University of St. Gallen.*
- Harvey, C. R. (1991). Interest Rate Based Forecasts of German Economic Growth, Weltwirtschaftliches Archiv 127, 701–718.*
- Heilemann, U. (1998a). Paradigm lost – Zu den Projektionen des Jahreswirtschaftsberichtes der Bundesregierung. In U. Heilemann, D. Kath und N. Kloten (Hrsg.), Entgrenzung als Erkenntnis- und Gestaltungsaufgabe. Festschrift für Reimut Jochimsen zum 65. Geburtstag. Berlin: 79–100.*
- (1998b). Politikberater als Mahner und Propheten? In R. Ackermann et al. (Hrsg.), Offen für Reformen? Baden Baden.
- Helmstädt, E. (1989). Zur Autokorrelation von Konjunkturprognosen. ifo-Studien 35: 158–164.*

- (1991a). Hinsehen kann nicht schaden – Replik auf Kirchgässner. *ifo-Studien* 37: 159–163.
- (1991b). Die Konjunkturprognosen und die Stimmungsprozente. *Wirtschaftsdienst*: 360–364.

Hinze, J. (1996). Konjunkturprognosen unter veränderten Rahmenbedingungen: Auswirkungen der deutschen und europäischen Einigung. Hamburger Jahrbuch für Wirtschafts- und Gesellschaftspolitik 41: 59–84.

Holden, K. / Peel, D. A. (1990). On Testing for Unbiasedness and Efficiency of Forecasts. Manchester School 18: 120–127.

Horn, G. A. (1999). Topics in New Keynesian Research – A Brief Introduction. Konjunkturpolitik 45: 83–93.

Ito, T. (1990). Foreign Exchange Rate Expectations: Micro Survey Data. American Economic Review 80: 434–449.

Kirchgässner, G. (1984). Sind die Erwartungen der Wirtschaftssubjekte rational? Eine empirische Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland. Weltwirtschaftliches Archiv 120: 279–300.

- (1991). Sind die Prognosefehler der Konjunkturprognose autokorreliert? *ifo-Studien* 37: 151–158.
- (1996). Ideologie und Information in der Politikberatung: Einige Anmerkungen und ein Fallbeispiel. *Hamburger Jahrbuch für Wirtschafts- und Gesellschaftspolitik* Vol. 41: 9–41.
- (1998). On the Political Economy of Economic Policy Advice. Discussion paper No. 9805. University of St. Gallen.
- (1999). On the Political Economy of Economic Policy Advice. In: Mohr, E. (Hrsg.), *The Transfer of economic Knowledge*, S. 13–31.

Kirchgässner, G. / Savioz, M. (1998). Monetary Policy and Forecasts for Real GDP Growth: An Empirical Investigation for the Federal Republic of Germany. Department of Economics Working Paper No. 9813. University of St. Gallen.

Klemmer, P. / Schrumpf, H. (1999). Der große Befähigungs nachweis im Handwerk – Relikt einer überkommenen Ständegesellschaft oder modernes Instrument der Wirtschaftspolitik. Essen.

Klepper, G. / Scholz, C. (1998). Ausgestaltung und Wirkung einer ökologischen Steuerreform. Zeitschrift für Wirtschaftspolitik 47: 42–77.

Kramer, H. (1994). Wirtschaftsprognosen und Wirtschaftspolitik. Wirtschaftspolitische Blätter 41: 306–310.

Lamont, O. (1995). Macroeconomic Forecasts and Macroeconomic Forecasters. NBER Working Paper No. 5284. Cambridge, Mass.

Langfeldt, E. (1996). Konjunkturprognosen – unvollkommen aber unverzichtbar. Zeitschrift für Wirtschaftspolitik 45: 180–186.

Langfeldt, E. / Trapp, P. (1986). Zur Problematik und Treffsicherheit von Konjunkturprognosen für die Bundesrepublik Deutschland. Die Weltwirtschaft (1): 26–37.

- (1988). Experiences in Macroeconomic Forecasting in the Federal Republic of Germany 1976–1987. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 225: 427–442.

- Laster, D. / Bennet, P. & I. S. Geoum* (1999). Rational Bias in Macroeconomic Forecasts, *The Quarterly Journal of Economics* 114: 293–318.
- Löffler, G.* (1998). Bias in Analyst Forecasts: Cognitive, Strategic or Second Best?, *International Journal of Forecasting* 14: 261–275.
- Löwe, A.* (1929). Besprechung von O. Morgenstern. *Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft* 2: 419–423.
- McNees, S. K.* (1992). The Uses and Abuses of ‚Consensus‘ Forecasts. *Journal of Forecasting* 11: 703–710.
- Mills, T. C. / 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.
- Morgenstern, O.* (1928). *Wirtschaftsprognose. Eine Untersuchung ihrer Voraussetzungen und Möglichkeiten*. Wien.
- Neumann, M. J. M. / Buscher, H. S.* (1980). Die Inflationsprognosen der Arbeitsgemeinschaft wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute: Sind sie rational? *Weltwirtschaftliches Archiv* 116: 533–550.
- Newey, W. / West, K.* (1987). A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica* 55: 703–708.
- Nierhaus, W.* (1998a). Ifo-Konjunkturprognosen und Wirklichkeit – eine Ergebnisanalyse für die Bundesrepublik im Zeitraum 1991–1997. *ifo-Wirtschafts-Konjunktur* 50: 1–11.
- (1998b), Praktische Methoden der Konjunkturprognose. *Ifo-Schnelldienst* 50 (28): 7–19.
- Pons, J.* (2000), The accuracy of IMF and OECD forecasts for G7 countries. *Journal of Forecasting* 19: 53–63.
- Runkle, D.* (1998). Revisionist History: How Data Revisions Distort Economic Policy Research. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Economic Review* 22: 3–12.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, Jahrestatistiken*. Lfd. Jrg. Wiesbaden.
- Scholz, C. M.* (2000). Environmental Tax Reform and the Double Dividend, in Vorbereitung. Tübingen. Im Erscheinen.
- Siebert, H.* (1998). Disziplinierung der nationalen Wirtschaftspolitik durch die internationale Wirtschaftspolitik. *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften* 7: 41–67.
- Smolny, W.* (1998). Die Wirtschaftsprognosen des Sachverständigenrates zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung und der Arbeitsgemeinschaft wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute – Ein Versuch einer Evaluierung, mimeo. Bochum.
- Solveen, R.* (1998). Der Einfluß der Unabhängigkeit auf die Politik der Zentralbanken. *Kieler Studie* 288. Kiel.
- Stege, C.* (1989). Zur Beurteilung der Prognosetätigkeit der „führenden Wirtschaftswissenschaftlichen Forschungsinstitute“ in der Bundesrepublik Deutschland. Hamburg.
- Tichy, G.* (1994). *Konjunktur. Stilisierte Fakten, Theorie Prognose*. Berlin.

- van Suntum, U. (1991). Konjunkturprognosen: Besser als ihr Ruf. Wirtschaftsdienst: 365–368.*
- Wyplosz, C. (1999), The Culture of Economic Policy Advice: An International Comparison with Special Emphasis on Europe. In: Mohr, E. (1999), The Transfer of Economic Knowledge, S. 47–73.*
- Zarnowitz, V. (1992). Business Cycles – Theory, History, Indicators, and Forecasting. Chicago.*
- (1999). Has the Business Cycle Been Abolished? NBER Working Paper No. 6367. Cambridge, Mass.

Anhangtabelle: Prognosen von IfW und DIW

Jahr	Prognosen des Veränderungsrate des realen Bruttoinlandsprodukts			Prognosen des Veränderungsrate des Deflators des Privaten Verbrauchs		
	Ist	IfW	DIW	Ist	IfW	DIW
1976	5,6	4	5	4,7		5,5
1977	2,4	5	5,5	4	4	4
1978	3,4	3,5	3	2,7	4	4
1979	4,4	4	4	4,3	3,5	3
1980	1,9	1,5	2	5,8	4,5	5
1981	-0,3	-1,5	-1	6,3	4	4
1982	-1,2	-1	0,5	5	4,5	5
1983	1	0	-0,5	3,2	3,5	3,5
1984	2,6	2,5	2	2,5	2,5	3
1985	2,6	2	2	1,7	2	2
1986	2,5	3	3	-0,6	2	1,5
1987	1,6	3	1,5	0,4	1	1
1988	3,4	1,5	1	1,3	2	1
1989	4	2,5	2,5	3	3	2,5
1990	4,6	2,5	3,5	2,7	3,5	3
1991	3,2	3,5	3,5	3,7	3,5	3
1992	1,5	1,5	1	3,8	4	3,5
1993	-1,3	0,5	-0,5	3,2	3,5	4
1994	2,8	1,5	0	2,8	3	3
1995	1,9	3,5	2	2	2,5	2,5
1996	1,4	1,7	1	2	2	2
1997	2,2	2,5	2	1,9	1,8	1
1998	2,8	2,8	2,5	0,9	2,5	1,8
1999	1,5	2,3	1,4	0,8	1,2	1,2

Quelle: Ist: Wirtschaft und Statistik, lfd. Jrg., Frankfurt, IfW: Die Weltwirtschaft, lfd. Jrg. Kiel, DIW: DIW-Wochenberichte, lfd. Jrg. Berlin, und eigene Berechnungen. Bis 1992 einschließlich: Westdeutschland, danach Deutschland.