

Das ifo Institut beleuchtet seit Jahren kritisch die Güte der eigenen Konjunkturprognosen. Im folgenden Beitrag werden die Gründe für aufgetretene Differenzen zwischen Prognose und Wirklichkeit diskutiert.

Die Wirtschaftsentwicklung in Deutschland für das Jahr 2005 ist vom ifo Institut von der Grundtendenz her zutreffend prognostiziert worden. Wie erwartet ist es im *konjunkturellen Verlauf* zu einer beschleunigten Zunahme der gesamtwirtschaftlichen Produktion gekommen; auch die Tempoverlangsamung in der *Jahresdurchschnittsbetrachtung* wurde, wenngleich auch nicht in ihrem exakten Ausmaß, so doch von der Tendenz her zutreffend eingeschätzt. In der Konjunkturprognose des ifo Instituts von Dezember 2004 mit dem Titel »Abgehängt von der Weltkonjunktur« hatte es geheißten:

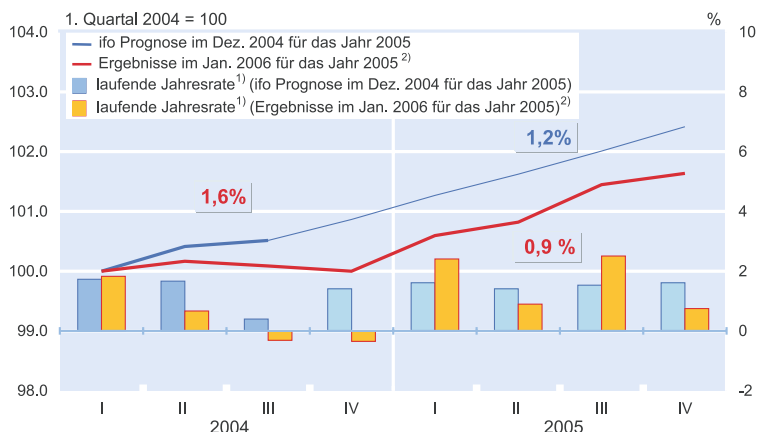
»Im kommenden Jahr dürfte sich das konjunkturelle Bild allmählich etwas aufhellen. Die Investitionen werden wieder steigen, auch der private Konsum dürfte sich beleben. Die Exporte werden angesichts des immer noch günstigen internationalen Umfelds weiterhin eine wichtige Stütze der Konjunktur sein; ihr Anstiegstempo wird sich aber verringern. Im Jahresdurchschnitt 2005 dürfte das reale Bruttoinlandsprodukt um 1,2% steigen, nach Ausschaltung von Kalenderschwankungen sogar um 1,4%. Da das Trendwachstum der gesamtwirtschaftlichen Produktion in Deutschland lediglich bei gut 1% liegt, wird damit für den Prognosezeitraum ei-

ne Verbesserung des gesamtwirtschaftlichen Auslastungsgrads prognostiziert. Im Jahresdurchschnitt dürfte das Output-Gap aber immer noch negativ sein. Die Arbeitsmarktsituation wird desolat bleiben; zu Jahresanfang wird die Arbeitslosigkeit aufgrund der Umsetzung der Hartz-IV-Reform sogar auf 5,1 Millionen klettern« (Flaig et al. 2004).

Tatsächlich ist das reale Bruttoinlandsprodukt (BIP) in Deutschland nach ersten Angaben des Statistischen Bundesamts² im *Jahresdurchschnitt* 2005 um 0,9% gestiegen (vgl. Kasten: Zur VGR-Revision 2005); nach Ausschaltung von Kalenderschwankungen um 1,1% (vgl. Statistisches Bundesamt 2006b). Im *Verlauf* des Jahres 2005 expandierte die gesamtwirtschaftliche Produktion unter – ex ante freilich nicht im Detail prognostizierbaren – Schwankungen recht zügig (vgl. Abb. 1); die laufende Jahresrate³ lag pro Quartal im Schnitt bei 1,6%, was nahezu exakt dem vom ifo Institut für diesen Zeitraum veranschlagten Tempo (Dezemberprognose 2004: + 1,5%) entsprach. Maßgeblich für die günstige Konjunktur war die Auslandsnachfrage,

Abb. 1

Reales Bruttoinlandsprodukt in Deutschland
Saison- und arbeitstäglich bereinigter Verlauf



1) Veränderung in % gegenüber dem Vorquartal, auf Jahresrate hochgerechnet; rechte Skala.
2) Ergebnisse für 2004 und Jahresergebnis 2005: Statistisches Bundesamt. Vierteljahresergebnisse für 2005: Schätzungen des ifo Instituts.

Quelle: Statistisches Bundesamt, Berechnungen und Schätzungen des ifo Instituts.

¹ Das ifo Institut beleuchtet seit Jahren kritisch die Güte der eigenen Konjunkturprognosen (vgl. Nierhaus 1998; 2001; 2002; 2003; 2004; 2005a).

² Die tatsächliche Entwicklung für ein Jahr t wird hier an den ersten Ergebnissen des Statistischen Bundesamts für dieses Jahr festgemacht, die Mitte Januar des Folgejahrs t + 1 veröffentlicht werden. Dies geschieht deshalb, weil diese Zahlen dem Informationsstand zum Zeitpunkt der Prognoseerstellung am besten entsprechen. Zwar zeigen spätere Rechenstände ein genaueres Bild der Konjunktur; die Prognose kann sich aber nur auf die bis zum Prognosestermin veröffentlichten – ungenaueren – Zahlen stützen.

³ Die laufende Jahresrate gibt an, wie groß die Veränderung des saison- und kalenderbereinigten BIP innerhalb eines Jahres sein würde, wenn das in einem Quartal gegenüber dem Vorquartal beobachtete Wachstumstempo während eines ganzen Jahres anhielte. Alle BIP-Ursprungswerte sind hier mit dem Verfahren Census X-12-ARIMA saison- und kalenderbereinigt worden.

die sich aufgrund der dynamischen Weltwirtschaft in Verbindung mit der Abwertung des Euro gegenüber dem US-Dollar schwungvoll entwickelte.

Gleichwohl fiel das Wirtschaftswachstum dem Ursprungswert nach in der *Jahresdurchschnittsbetrachtung* um 0,3 Prozentpunkte niedriger aus als ursprünglich veranschlagt (ifo-Dezemberprognose 2004: + 1,2%). Die leichte Überschätzung geht zu Lasten der Wirtschaftsentwicklung im Jahr 2004, die sich aufgrund des revidierten amtlichen Datenmaterials nunmehr anders darstellt als zum Zeitpunkt der Erstellung der Prognose. Hier schlug zu Buche, dass das Wachstum der gesamtwirtschaftlichen Produktion im zweiten und dritten Quartal vom Statistischen Bundesamt im Vergleich zur Datenlage, die der ifo-Dezemberprognose zugrunde gelegen hatte, merklich nach unten korrigiert worden ist. Statt eines *Überhangs*⁴ in Höhe von +0,4% (ifo-Dezemberprognose 2004) zeigt sich nach den jetzt vorliegenden Ergebnissen der amtlichen Statistik nunmehr ein *Unterhang* von 0,1% (Statistisches Bundesamt, Rechenstand November 2005). Prognosefehler, die auf nachträgliche amtliche Revisionen von Vergangenheitsdaten zurückgehen, können aber nicht dem Prognostiker angelastet werden, da er selbstverständlich die zum Prognosezeitpunkt vorliegenden Werte als Basis für seine Schätzungen nehmen muss.

Der Prognosefehler bei der jahresdurchschnittlichen Wachstumsrate für das reale Bruttoinlandsprodukt kann auch über

die Schätzfehler bei den einzelnen BIP-Verwendungskomponenten erklärt werden (vgl. Tab. 1). Die Binnennachfrage entwickelte sich 2005 wie schon in den Vorjahren schwach; im Jahresdurchschnitt hat sie sogar nur um 0,2% zugenommen. Im Dezember 2004 war dagegen mit einem Anstieg um 0,9% gerechnet worden. Besonders unbefriedigend verlief zum vierten Mal in Folge die Verbrauchskonjunktur. Der private Konsum verharrte lediglich auf Vorjahresniveau; ursprünglich war vor dem Hintergrund erneuter steuerlicher Entlastungen mit einem leichten Zuwachs gerechnet worden. Maßgeblich hierfür war nicht etwa eine unzutreffende Einschätzung der Spartätigkeit; der marginale Anstieg der Sparquote in Höhe von 0,1 Prozentpunkten war im Dezember 2004 richtig vorausgeschätzt worden. Ausschlaggebend war vielmehr die nicht vorhergesehene Stagnation der real verfügbaren Einkommen. So fielen die Tarifierhebungen vor dem Hintergrund sinkender Beschäftigung noch geringer aus als angenommen, zusätzlich dämpfte die Verschiebung hin zu mehr Teilzeitarbeit und Niedriglöhnen. In besonderem Maß wurde aber die Entwicklung des realen Konsums durch den nicht in die Dezemberprognose eingestellten Höhenflug der Energiepreise gedämpft. Nominal und real war Rohöl noch nie so teuer wie im vergangenen Herbst. Ohne Haushaltsenergie und Kraftstoffe hätte sich der Anstieg der Verbraucherpreise im Jahresdurchschnitt 2005 lediglich auf 1,1 statt 2,0% belaufen. Auch die Entwicklung des öffentlichen Konsums war überschätzt worden; aufgrund der intensiven Sparbemühungen der öffentlichen Hand sank er im Jahresdurchschnitt 2005 um 0,4%. Im Dezember 2004 war hier noch von einem marginalen Zuwachs von 0,4% ausgegangen worden.

Die Trendumkehr bei den Ausrüstungsinvestitionen (einschließlich der Investitionen in sonstige Anlagen) war hingegen zutreffend prognostiziert worden. Der Investitionsmotor hatte erwartungsgemäß im Som-

Kasten: Zur VGR-Revision 2005

Die vorliegenden Ergebnisse der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen für das Jahr 2005 sind mit den Zahlenangaben der ifo Konjunkturprognose vom Dezember 2004 nur eingeschränkt vergleichbar. Damals hatte das ifo Institut die Entwicklung des realen Bruttoinlandsprodukts und seiner Komponenten noch in konstanten Preisen des Jahres 1995 ausgewiesen (*Festpreisbasis*). Mit der Revision vom 28. April 2005 ist das Statistische Bundesamt dazu übergegangen, die Volumenrechnung auf der Grundlage einer jährlich wechselnden Preisbasis darzustellen (*Vorjahrespreisbasis*). Verbunden mit dieser Revision waren weitere konzeptionelle Neuerungen wie der verstärkte Einsatz hedonischer Preisindizes und eine neue Verbuchungspraxis der indirekt ermittelten Finanzserviceleistungen (FISIM). Bei der neuen Volumenrechnung werden reale Ergebnisse nunmehr in *konstanten Preisen des Vorjahres* ausgewiesen. Durch *Verkettung* der jährlichen Volumenänderungen erhält man Zeitreihen für die längerfristige Volumenentwicklung. Durch den Übergang zur Vorjahrespreisbasis entfallen Korrekturen der Wachstumsraten realer Aggregate, die sich bisher beim turnusmäßigen Wechsel des Basisjahrs ergaben. Allerdings sind verkettete Volumenangaben *nichtadditiv*, d.h. eine Summe von verketteten Teilaggregaten ergibt im Allgemeinen nicht das verkettete Gesamtaggregate. Zudem werden reale Saldengrößen wie Außenbeitrag oder die Vorratsveränderungen nur noch als Wachstumsbeiträge zum BIP dargestellt (vgl. Nierhaus 2005b).

Durch die Revision hat sich die Wachstumsrate des realen BIP seit 1991 im Mittel um 0,2 Prozentpunkte erhöht (1,5% gegenüber 1,3%); in einzelnen Jahren liegen die Veränderungsrate um bis zu 0,4 Prozentpunkte über den bisher veröffentlichten Werten. Auch die Veränderungsrate für die Quartalswerte des realen BIP sind – im Vorjahres- wie im Vorquartalsvergleich – zumeist höher als vor der Revision. Alles in allem hat sich aber das bisherige Konjunkturmodell durch die Revision nicht allzu gravierend verändert.

⁴ Als *statistischer Überhang* wird diejenige Wachstumsrate des BIP bezeichnet, die sich ergäbe, wenn das BIP (saisonbereinigt) im Verlauf eines Jahres t auf dem Wert des vierten Quartals des Vorjahres $t - 1$ stagnieren würde. Die Zunahme (oder Abnahme) des BIP resultiert in diesem Fall nicht aus dem konjunkturellen Verlauf im Jahr t , sondern allein aus der konjunkturellen Entwicklung im Vorjahr. Formal ergibt sich der Überhang als prozentuale Differenz zwischen dem Jahresendwert des BIP (im Jahr $t - 1$) und dem dazugehörigen Jahresdurchschnittswert. Nimmt der Überhang einen negativen Wert an, weil der Jahresendwert des BIP kleiner als der Jahresdurchschnittswert ist, so spricht man von *Unterhang*. Zwischen der Jahresdurchschnittsrate JD_t , dem Überhang $\overline{ÜB}_{t-1}$ und der Jahresverlaufsrate JV_t (Veränderung des BIP zwischen dem vierten Quartal des Jahres t und dem entsprechenden Vorjahresquartal) besteht approx. der Zusammenhang: $JD_t \approx \overline{ÜB}_{t-1} + 0,5 \cdot JV_t$ (vgl. Nierhaus 1999, 16 f.).

Tab. 1
Prognosen und Prognosefehler für das Jahr 2005
Verwendung des Bruttoinlandsprodukts

| | ifo-Dezemberprognose 2004 | | Statistisches Bundesamt ^{a)} | | Beiträge zum Prognosefehler |
|------------------------------------|---|---|---|---|---|
| | Prognosewerte für 2005 ^{b)} | | Ergebnisse für 2005 ^{c)} | | |
| | Veränderung gegenüber dem Vorjahr in % (1) | Wachstumsbeiträge der Komponenten in %-Punkten ^{b)} (2) | Veränderung gegenüber dem Vorjahr in % (3) | Wachstumsbeiträge der Komponenten in %-Punkten ^{b)} (4) | Differenz der Wachstumsbeiträge in %-Punkten (4) – (2) |
| Inlandsnachfrage | 0,9 | 0,8 | 0,2 | 0,2 | -0,6 |
| Privater Konsum | 0,8 | 0,4 | 0,0 | 0,0 | -0,4 |
| Staatlicher Konsum | 0,4 | 0,1 | -0,4 | -0,1 | -0,2 |
| Ausrüstungen und sonstige Anlagen | 3,8 | 0,3 | 3,7 | 0,3 | 0,0 |
| Bauten | -1,5 | -0,1 | -3,6 | -0,3 | -0,2 |
| Vorratsveränderungen ^{e)} | 1,2 | 0,1 | - | 0,3 | 0,2 |
| Außenbeitrag^{e)} | 121,6 | 0,4 | - | 0,7 | 0,3 |
| Ausfuhr | 5,0 | 2,0 | 6,2 | 2,4 | 0,4 |
| Einfuhr | 4,8 | -1,6 | 5,0 | -1,7 | -0,1 |
| Bruttoinlandsprodukt | 1,2 | 1,2 | 0,9 | 0,9 | -0,3 |

^{a)} Erste Ergebnisse der Inlandsproduktsberechnung (Januar 2006). – ^{b)} In Preisen von 1995. – ^{c)} In Preisen des Vorjahres. – ^{d)} Beiträge der Nachfragekomponenten des Bruttoinlandsprodukts (Lundberg-Komponenten). Der Wachstumsbeitrag einer Nachfragekomponente ergibt sich aus der Wachstumsrate gewichtet mit dem Anteil des Aggregats am Bruttoinlandsprodukt aus dem Vorjahr (Dezemberprognose 2004: realer Anteil, Statistisches Bundesamt Januar 2006: nominaler Anteil). Abweichungen in den Summen durch Runden der Zahlen. Angaben für das Bruttoinlandsprodukt: Veränderung gegenüber Vorjahr in %. – ^{e)} Angaben in Spalte (1) in Mrd. Euro.

Quelle: Statistisches Bundesamt; Berechnungen und Schätzungen des ifo Instituts.

mer 2005 gezündet; mit einer jahresdurchschnittlichen Zuwachsrate von 3,7% drehte er nahezu mit der vorausgeschätzten Tourenzahl (ifo-Dezemberprognose 2004: + 3,8%). Maßgeblich für die Entwicklung waren der verstärkte Ersatzbedarf, günstige Finanzierungsbedingungen und die verbesserte Gewinnlage der Unternehmen. Der Rückgang der Bauinvestitionen ist dagegen deutlich unterschätzt worden. Im Durchschnitt aller Bausparten ergab sich ein Minus von 3,6%; im Dezember 2004 war die Rate auf - 1,5% veranschlagt worden. Ausschlaggebend für die deutlich schlechtere Entwicklung war das negative Ergebnis für den quantitativ dominierenden Wohnungsbau: Dieser ist nach amtlichen Angaben um 3,7% gesunken; in der ifo-Dezemberprognose war hier Stagnation eingestellt worden. Die Entwicklung der Vorratsinvestitionen ist vom ifo Institut in der Tendenz her zutreffend prognostiziert worden, das Ausmaß des Lageraufbaus wurde aber unterschätzt: Der Wachstumsbeitrag der Vorratsinvestitionen – bezogen auf das reale BIP – liegt nach den ersten amtlichen Zahlen für 2005 bei 0,3 Prozentpunkten; im Dezember 2004 war das Plus nur auf 0,1 Prozentpunkte beziffert worden.

Die Exporttätigkeit fiel im abgelaufenen Jahr noch etwas kräftiger aus als ursprünglich eingeschätzt: Die deutschen Exporteure profitierten im besonderen Maße von der lebhaften Auslandsnachfrage insbesondere aus Ländern außerhalb des Euroraums. Außerdem verlor der Euro gegenüber dem US-Dollar – anders als in die Prognose eingestellt – an Wert. Schließlich gaben die erdölexportierenden Länder verstärkt Petrodollars für deutsche Investitionsgüter aus. Ins-

gesamt belief sich der Exportzuwachs im Jahresergebnis 2005 auf 6,2% (ifo-Dezemberschätzung 2004: + 5,0%). Da die Zuwachsrate der Einfuhr mit + 5,0% nahezu richtig prognostiziert worden war (ifo-Dezemberschätzung: + 4,8%), steuerte der Außenbeitrag mit 0,7 Prozentpunkten ein Plus zum Wirtschaftswachstum bei, das noch etwas größer als geschätzt ausfiel.

Die konjunkturelle Erholung hat den deutschen Arbeitsmarkt nicht erfassen können. Zwar war im Jahr 2004 die Zahl der Erwerbstätigen durch die arbeitsmarktpolitisch bedingte Ausweitung von Ich-AGs und geringfügiger Beschäftigung erstmals seit 1999 wieder leicht gestiegen. Für das Jahr 2005 hatte das ifo Institut mit einer Fortsetzung dieses Trends gerechnet und eine weitere leichte Zunahme in die Prognose eingestellt. Nach dem nunmehr vorliegenden amtlichen Zahlenbild, das von früheren Rechenständen sowohl in Niveau wie Verlauf massiv abweicht, ist die Zahl der Erwerbstätigen aber wieder gesunken, und zwar im Jahresdurchschnitt um 0,3%. Maßgeblich hierfür waren der Abbau voll sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung und die verstärkte Rückführung der klassischen arbeitsmarktpolitischen Förderinstrumente wie Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen (ABM) oder Strukturanpassungsmaßnahmen (SAM). Zugleich nahm im Jahr 2005 – nach kräftigen Anstiegen in den beiden Vorjahren – auch die Zahl der ausschließlich geringfügig Beschäftigten (Minijobs) ab (vgl. Statistisches Bundesamt 2006a). Gestützt wurde die Erwerbstätigkeit – wie vorausgesagt – dagegen durch die neuen Instrumente der Arbeitsmarktpolitik und hier überwiegend durch die För-

derung von Arbeitsgelegenheiten (Ein-Euro-Jobs) im Rahmen der Hartz-IV-Reform.

Auch die Entwicklung der Arbeitslosigkeit wurde im vergangenen Jahr von Hartz-IV beeinflusst: Erwartungsgemäß war die Arbeitslosenzahl aufgrund der Zusammenlegung von Arbeitslosen- und Sozialhilfe in den ersten Monaten 2005 sehr stark gestiegen; im weiteren Jahresverlauf ist sie dann stärker gesunken, als es unter rein konjunkturellem Blickwinkel der Fall gewesen wäre. Dieses Profil ist in die Dezember-schätzung 2004 zutreffend eingestellt worden. Richtig prognostiziert wurde auch, dass die Arbeitslosenzahl dem Ursprungswert nach in den Wintermonaten 2005 die Fünf-Millionen-Marke überschreiten würde. Unterschätzt wurde freilich der arbeitsmarktpolitisch beeinflusste Rückgang der Arbeitslosigkeit im weiteren Verlauf des Jahres, für den es naturgemäß keine Erfahrungswerte aus der Vergangenheit gab. Dass die amtliche Arbeitslosenzahl im Jahresdurchschnitt 2005 mit 4,86 Millionen gleichwohl höher als erwartet ausfiel, lag an dem reformbedingten Niveau-sprung zum Jahresanfang, den das ifo Institut wie auch alle anderen professionellen Prognoseinstitutionen zu gering veranschlagt hatte.

Der Preisanstieg auf der Verbraucherstufe hat sich im Jahr 2005 entgegen den Erwartungen wieder deutlich beschleunigt. Maßgeblich hierfür waren kräftig anziehende Preise für Haushaltenergie und Kraftstoffe im Gefolge des erneuten Höhenflugs der Rohölnotierungen, die im Jahresdurchschnitt 2005 bei 55 US-Dollar (Brent) lagen. Da in der Dezemberprognose 2004 lediglich mit einem Ölpreis von 37 US-Dollar gerechnet worden war, ist die Inflationsrate – gemessen am Verbraucherpreisindex – um 0,6 Prozentpunkte unterschätzt worden.

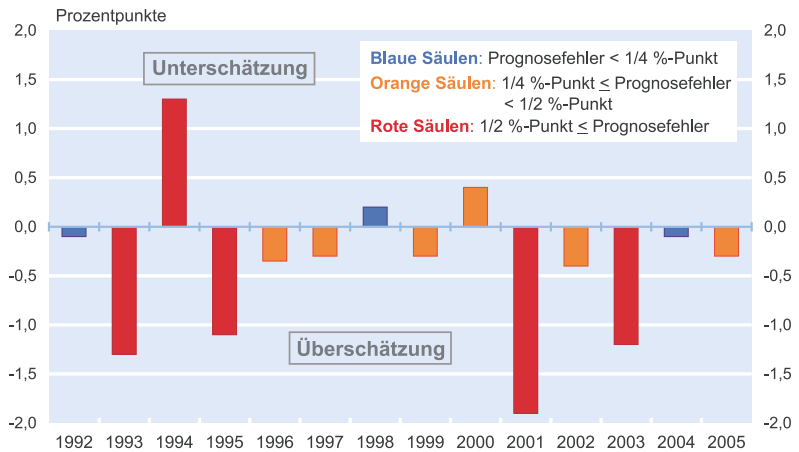
Längerfristige Prognosebilanz

Im Folgenden soll auf die längerfristige Prognosebilanz des ifo Instituts für die Wachstumsrate des realen BIP in Deutschland im Zeitraum 1992 bis 2005 eingegangen werden. Der Prognosefehler wird wiederum gemessen an der Differenz zwischen dem tatsächlich eingetretenen Wert (Referenz: erste amtliche Jahresergebnisse im Januar des Folgejahres) und dem im Dezember des jeweiligen Vorjahres prognostizierten Wert. In immerhin 9 von insgesamt 14 Jahren war der Prognosefehler dem Betrag nach kleiner als $1/2$ Prozentpunkt. In drei Jahren waren die Abweichungen sogar gerin-

Abb. 2

Prognosefehler für das reale BIP im Zeitraum 1992 bis 2005

Abweichungen zwischen tatsächlicher und prognostizierter Veränderungsrate des realen BIP



Quelle: Statistisches Bundesamt, Berechnungen und Schätzungen des ifo Instituts.

ger als $1/4$ Prozentpunkt, was innerhalb der amtlichen Fehlermarge für dieses Aggregat liegt.⁵ Absolute Prognosefehler von mehr als einem Prozentpunkt gab es im Zeitraum 1993 bis 1995 sowie in den Jahren 2001 und 2003; Abweichungen zwischen $1/2$ und einem Prozentpunkt fehlen völlig (vgl. Abb. 2).

Ins Auge sticht die größere Zahl an Überschätzungen des Wirtschaftswachstums. So fällt denn auch der *mittlere Prognosefehler* im Zeitraum 1992 bis 2005 mit $-0,4$ Prozentpunkten leicht negativ aus (vgl. Tab. 2). Allerdings können sich bei diesem Prüfmaß, das auf mögliche systematische Verzerrungen (*Bias*) von Prognosen abstellt, positive und negative Abweichungen gegenseitig aufheben.

Die durchschnittliche Prognosequalität sollte deshalb besser an den beiden Kennziffern *mittlerer absoluter Fehler* bzw. *Wurzel aus dem mittleren quadratischen Fehler* festgemacht werden.⁶ Für die BIP-Prognosen des ifo Instituts beträgt der mittlere absolute Fehler 0,7 Prozentpunkte; die Wurzel aus dem mittleren quadratischen Fehler, der größere Prognoseabweichungen vergleichsweise stärker berücksichtigt, liegt bei 0,9. Setzt man letztere Kennziffer ins Verhältnis zur Wurzel aus dem mittleren quadratischen Fehler, der sich ergibt, wenn als Schätzwert für das Jahr t die realisierte BIP-Wachstumsrate des Vorjahres $t-1$ eingestellt wird (*naive* Prognose), so erhält man mit dem *Theilschen Ungleichheitskoeffi-*

⁵ Das Statistische Bundesamt beziffert die statistische Fehlermarge für das reale BIP im Allgemeinen auf 0,5 Prozentpunkte, was einem Intervall von $\pm 1/4$ Prozentpunkten entspricht. In den ersten Jahren nach der Wiedervereinigung waren die amtlichen Schätzunsicherheiten beim realen BIP sogar noch größer (vgl. Strohm 1992, 11).

⁶ Zu den hier verwendeten traditionellen Standardmaßen für die Prognosegenauigkeit (vgl. Döpke 2004).

Tab. 2
Ausgewählte Maße für die Prognosegüte
Prognosefehler^{a)} für das reale BIP im Zeitraum 1992–2005

| | Mittlerer Prognosefehler ^{b)} MF | Mittlerer absoluter Prognosefehler ^{c)} MAF | Wurzel aus dem mittleren quadratischen Fehler ^{d)} WMQF | Theilscher Ungleichheitskoeffizient ^{e)} WMQF/WMQF _{naiv} |
|---|--|---|---|--|
| Konjunkturprognose des ifo Instituts (Dezember) | - 0,4 | 0,7 | 0,9 | 0,5 |
| Jahresgutachten des Sachverständigenrats (November) ^{f)} | - 0,5 | 0,9 | 1,2 | 0,6 |
| Herbstgutachten der Wirtschaftsforschungsinstitute (Oktober) | - 0,7 | 1,0 | 1,2 | 0,6 |

^{a)} Differenz zwischen dem amtlichen Wert für die jahresdurchschnittliche Veränderungsrate des realen BIP im Jahr t und der im Herbst des jeweiligen Vorjahres t – 1 für das Jahr t prognostizierten BIP-Rate. Der amtliche Wert wird den ersten Ergebnissen des Statistischen Bundesamts für das Jahr t entnommen, die im Januar des Folgejahrs t + 1 veröffentlicht werden. – ^{b)} $MF = 1/T \sum_{t=1..T} (R_t - P_t)$, wobei R_t die realisierte reale BIP-Rate im Jahr t und P_t die für dieses Jahr prognostizierte Rate bezeichnet. – ^{c)} $MAF = 1/T \sum_{t=1..T} |R_t - P_t|$. – ^{d)} $WMQF = \sqrt{1/T \sum_{t=1..T} (R_t - P_t)^2}$. – ^{e)} Als naive Prognose für das Jahr t wurde die realisierte Veränderungsrate des realen BIP aus dem Vorjahr t – 1 eingestellt. – ^{f)} Für die Jahre 1992 bis 1994 wurde der SVR-Prognosefehler an den Angaben für Westdeutschland festgemacht, da in den Jahresgutachten 1991 bis 1993 keine gesamtdeutschen BIP-Schätzungen enthalten sind.

Quelle: Statistisches Bundesamt, Fachserie 18, Reihe 1.1, Herbstgutachten der Wirtschaftsforschungsinstitute; Jahresgutachten des Sachverständigenrats zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, Berechnungen des ifo Instituts.

ziert ein weiteres Maß für die Prognosegüte. Ist der Ungleichheitskoeffizient kleiner als eins, so ist die betrachtete Prognose besser (d.h. sie hat einen kleineren mittleren quadratischen Prognosefehler) als die als Vergleichsmaßstab herangezogene naive Prognose. Für die BIP-Prognosen des ifo Instituts im Zeitraum 1992 bis 2005 beträgt der Theilsche Ungleichheitskoeffizient 0,5, was zeigt, dass die untersuchten Prognosen deutlich besser waren als naive Prognosen, in denen das tatsächlich eingetretene Wachstumstempo des Vorjahres einfach fortgeschrieben wird.

Tabelle 2 präsentiert ergänzend auch die Ergebnisse für das Herbstgutachten der Wirtschaftsforschungsinstitute (Veröffentlichungstermin: Mitte Oktober) und für das Jahresgutachten des Sachverständigenrats (Veröffentlichungstermin: Mitte November). Im Vergleich mit diesen Prognosen schneidet die ifo-Prognose für die Wachstumsrate des realen BIP bei allen vier Testkriterien am besten ab. In der positiven Prognosebilanz kommen naturgemäß der verbesserte Informationsstand und der von sechs auf fünf Quartale verkürzte Prognosehorizont zum Ausdruck. So sind zum Zeitpunkt der ifo-Prognose die Entwicklung von Produktion und Auftragseingang im Oktober bereits bekannt. Zudem stehen die Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen für das dritte Quartal im Detail zur Verfügung. Schließlich gibt es die Dezember-Ergebnisse des ifo Konjunkturtests. Dies alles erhöht die Informationsmenge insbesondere im Hinblick auf die Schätzung des statistischen Überhangs am Jahresende.

Auffällig ist, dass die durchschnittliche Wachstumsdynamik in Deutschland nicht nur vom ifo Institut, sondern auch vom

Sachverständigenrat und von der Gemeinschaftsdiagnose überschätzt worden ist. So zeigt der mittlere Prognosefehler für die Wachstumsrate des realen BIP im Zeitraum 1992 bis 2005 beim Jahresgutachten des SVR einen negativen Bias von 0,5 Prozentpunkten und beim Herbstgutachten der Wirtschaftsforschungsinstitute sogar von 0,7 Prozentpunkten (vgl. Tab. 2). Ein Grund hierfür könnte gewesen sein, dass in den Schätzungen die Trendwachstumsrate des realen BIP zu hoch angesetzt worden war. Aktuelle Berechnungen⁷ zeigen nunmehr, dass bereits seit Anfang der neunziger Jahre die Trendwachstumsrate stetig bis auf 1% zurückgegangen ist. Im Gegensatz dazu bewegt sich die Trendwachstumsrate im Euroraum (ohne Deutschland) seit etwa 30 Jahren um Werte von etwas über 2%, die der USA sogar um 3%. Beim Pro-Kopf-Wachstum in diesem Zeitraum ergeben sich ähnliche Trendverläufe wie beim realen BIP selbst; die Unterschiede zwischen den Regionen sind also nicht die Folge unterschiedlichen Bevölkerungswachstums. Unglücklicherweise sind statistisch tragfähige Untersuchungen über Höhe und Verlauf der Trendwachstumsrate aber immer nur im Nachhinein machbar.

Zur Überschätzung der konjunkturellen Dynamik in den vergangenen fünf Jahren trug auch bei, dass sich seit der Jahrtausendwende eine beispiellose Folge *negativer Schocks* ereignet hat, die die Rahmenbedingungen für die konjunkturelle Entwicklung in Deutschland (vgl. Kasten: Rahmenbe-

⁷ Vgl. Frühjahrsgutachten 2005 der Arbeitsgemeinschaft deutscher wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute e.V., Hamburg (Arbeitsgemeinschaft deutscher wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute e.V. 2005, 40 ff.).

dingungen der Prognose) *nachträglich* zum Schlechteren hin veränderte. So war es im Jahr 2001 in den USA entgegen allgemeiner Erwartung zu einer »harten Landung« der Konjunktur gekommen; im März geriet die amerikanische Wirtschaft nach NBER-Datierung in die Rezession (vgl. Business Cycle Dating Committee, National Bureau of Economic Research 2003). Der nicht vorhersehbare Terror-Anschlag vom 11. September hat diese Entwicklung noch verlängert. In Deutschland kostete die kräftige Verteuerung von Energie und Nahrungsmitteln (bei letzteren im Gefolge der Tierseuchen BSE und MKS) Kaufkraft. Im Folgejahr 2002 dämpften weltweit die durch den immer heißer werdenden Irak-Konflikt ausgelösten Unsicherheiten, der Anstieg der Rohölpreise und die bis in den Herbst 2002 hinein zu verzeichnenden Kursrückgänge an den Finanzmärkten. In Deutschland wurde die Konsumentenstimmung durch die Angst vor Preissteigerungen im Gefolge der Euro-Bargeld-Einführung negativ tangiert. Zudem wurde das Wirtschaftsklima durch die flutbedingte Aussetzung der dritten Stufe der »Steuerreform 2000« beeinträchtigt, überdies dämpfte der Regierungsbeschluss, Steuern und Sozialabgaben in großem Umfang zu erhöhen, die wirtschaftliche Aktivität.

Im Jahr 2003 belasteten die Eskalation des Irak-Konflikts in eine offene militärische Auseinandersetzung, der damit verbundene Höhenflug der Erdölpreise sowie der Ausbruch der Lungenkrankheit SARS in Südostasien und in Kanada. Zudem wirkten die im Vorfeld des Irak-Kriegs zu verzeichnenden Kursrückgänge an den internationalen Finanzmärkten über negative Vermögenseffekte retardierend. Auch hatte der Euro gegenüber dem US-Dollar stärker als erwartet aufgewertet, was die Exportwirtschaft bremste. Binnenwirtschaftlich wurde die Konsumentenstimmung durch

Kasten:
Rahmenbedingungen der Prognose

Jede Konjunkturprognose hängt von bestimmten Annahmen und Setzungen (*Rahmenbedingungen*) ab. Man spricht deshalb auch von bedingten Prognosen. Zu den außenwirtschaftlichen Rahmenbedingungen für Deutschland zählen die im Prognosezeitraum erwartete Konjunktur-entwicklung in den großen Weltregionen, ferner die voraussichtliche Veränderung von Welthandel, Wechselkursen und Rohstoffpreisen (und hier insbesondere die Veränderung des Rohölpreises) sowie die Geldpolitik der amerikanischen und europäischen Zentralnotenbank. Zu den binnenwirtschaftlichen Rahmenbedingungen gehören z.B. Annahmen über den voraussichtlichen Kurs der Lohn- und der Finanzpolitik. Zu den weiteren Randbedingungen der Prognose, die normalerweise nicht explizit ausgeführt werden, gehören die erwartete Veränderung des allgemeinen politischen Umfelds, die Entwicklung an den internationalen Finanzmärkten oder der zukünftige Witterungsverlauf. Größere Änderungen dieser Faktoren (*exogene Schocks*) können unvorhersehbare Brüche im Verhalten von Wirtschaftssubjekten und Wirtschaftspolitik bewirken. Deshalb wird in aller Regel von Konstanz bzw. von Normalentwicklung ausgegangen, d.h. es wird die Abwesenheit von exogenen Schocks postuliert (*Status-quo-Hypothese*).

das Hin und Her um neue Sozialreformen (im Zusammenhang mit der Reform-Agenda 2010) beeinträchtigt. In den Jahren 2004 und 2005 dämpften wiederum die Ölpreise. In die gleiche Richtung wirkte die Gesundheitsreform, in deren Gefolge die Preise für Gesundheitsdienstleistungen kräftig stiegen. Da die Beitragssätze aber kaum gesenkt wurden, kam es per saldo zu Kaufkraftverlusten, was die Konsumkonjunktur schädigte.

Angesichts dieser beeindruckenden Liste nicht vorhersehbarer negativer Schocks erscheint die seit geraumer Zeit geäußerte Tageskritik an Prognosen wohl doch etwas überzogen.⁸ Viele Prognosekonsumenten haben offenbar eine asymmetrische Verlustfunktion; Fehlprognosen werden stärker wahrgenommen als richtige Vorausschätzungen (vgl. Heilemann 2005). Auch mag es hier und dort zu hohe Ansprüche an die Prognosequalität geben. Es darf nicht übersehen werden, dass sich die Datenlage zum Prognosezeitpunkt in aller Regel anders darstellt als bei späteren Treffsicherheitsanalysen. Schließlich sind Prognosen immer mit Unsicherheit behaftet; was rein formal durch die Veröffentlichung von *Prognoseintervallen* (in Ergänzung zu den üblichen Punktschätzungen) zum Ausdruck gebracht werden könnte. Allerdings nehmen die Intervallgrenzen, die empirisch aus historischen Schätzfehlern ableitbar sind, mit wachsendem Prognosehorizont in aller Regel sehr rasch zu.⁹ Nimmt man z.B. die Herbstprognosen als Basis, so beträgt die Spanne für das 95%-Prognoseintervall bei der jahresdurchschnittlichen Veränderungsrate des realen BIP derzeit rund ± 2 Prozentpunkte; für die Praxis käme eine derart unscharfe Schätzung wohl kaum in Frage.

Trotz aller Schwächen sind und bleiben Konjunkturprognosen für die Orientierung der Entscheidungsträger von Wirtschaft und Politik unentbehrlich. Freilich lässt sich das Wirtschaftsgeschehen aufgrund der sich ändernden Rahmenbedingungen sowie des ständigen und teilweise sehr schnellen Wandels, dem wirtschaftliches Verhalten unterliegt, trotz der ständigen Weiterentwicklung des prognostischen Instrumentariums und der Verbreiterung der statistischen Datenbasis nicht exakt vorausschätzen. Niemand hat originäres Zukunftswissen. Wissenschaftlich fundierte Konjunkturprognosen sind denn auch keine Prophezeiungen, sondern bedingte Wahrscheinlichkeitsaussagen. Sie beseitigen nicht die Unsicherheit über die Zukunft, sie tragen aber dazu bei, die Unsicherheit zu verringern.

⁸ So betitelte etwa der SPIEGEL (2005) im vergangenen Jahr einen Artikel über die Gemeinschaftsdiagnose der Wirtschaftsforschungsinstitute mit »Blindflug der Forscher«; bei der FAZ (2005) hatte ein Essay, das Prognosefehler thematisiert, die Überschrift »Entläßt die Experten«.

⁹ Unterstellt man, dass Prognosen P_t ex ante unverzerrt sind, d.h. es gelte $E(R_t) = P_t$, und dass Prognosefehler $R_t - P_t$ normalverteilt sind (R_t : tatsächlicher Wert), so ist das 50%-Prognoseintervall gegeben durch $P_t \pm 0.675 \times \text{WMQF}$, das 68%-Intervall durch $P_t \pm \text{WMQF}$ und das 95%-Intervall durch $P_t \pm 2 \times \text{WMQF}$, wobei P_t den realisierten Prognosewert bezeichnet und WMQF die Wurzel aus dem mittleren quadratischen Prognosefehler (vgl. Chatfield 1993; Granger 1996).

Literatur

- Arbeitsgemeinschaft deutscher wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute e.V. (2005), »Die Lage der Weltwirtschaft und der deutschen Wirtschaft im Frühjahr 2005«, *ifo Schnelldienst* 58(8), 3–57.
- Business Cycle Dating Committee, National Bureau of Economic Research (2003), <http://www.nber.org/cycles/july2003.html>.
- Chatfield, C. (1993), »Calculating Interval Forecasts«, *Journal of Business & Economic Statistics* 11(2), 121–135.
- Döpke, J. (2004), »Zur Qualität von Konjunkturprognosen«, *Wirtschaftswissenschaftliches Studium*, 33(1), 8–13.
- Flaig, G., W. Nierhaus, O.-E. Kuntze, H. Bandholz, A. Gebauer, S. Henzel, O. Hülsewig, A. Kaltschütz, E. Langmantel, M. Ruschinski, H.-W. Sinn und T. Wollmershäuser (2004), »ifo Konjunkturprognose 2005: Abgehängt von der Weltkonjunktur«, *ifo Schnelldienst* 57(24), 15–53.
- Frankfurter Allgemeine Zeitung* (2005), »Entläßt die Experten«, vom 19. April.
- Granger, C.W.J. (1996), »Can We Improve the Perceived Quality of Economic Forecasts?«, *Journal of Applied Econometrics* 11(5), 455–473.
- Heilemann, U. (2005), »The Future of Economic Forecasting«, <http://www.uni-leipzig.de/~forecast/referenten/Heilemann.pdf>.
- Nierhaus, W. (1998), »ifo Konjunkturprognosen und Wirklichkeit – Eine Ergebnisanalyse für die Bundesrepublik im Zeitraum 1991 bis 1997«, *ifo Wirtschaftskonjunktur* 50(7), R1–R11.
- Nierhaus, W. (1999), »Aus dem Instrumentenkasten der Konjunkturanalyse: Veränderungsdaten im Vergleich«, *ifo Schnelldienst* 52(27), 11–19.
- Nierhaus, W. (2001), »Konjunkturprognosen und Prognoserisiko«, *ifo Schnelldienst* 54(16), 17–21.
- Nierhaus, W. (2002), »Deutsche Konjunktur 2001: Prognose und Wirklichkeit«, *ifo Schnelldienst* 55(2), 32–34.
- Nierhaus, W. (2003), »Wirtschaftskonjunktur 2002: Prognose und Wirklichkeit«, *ifo Schnelldienst* 56(2), 20–23.
- Nierhaus, W. (2004), »Wirtschaftskonjunktur 2003: Prognose und Wirklichkeit«, *ifo Schnelldienst* 57(3), 26–29.
- Nierhaus, W. (2005a), »Wirtschaftskonjunktur 2004: Prognose und Wirklichkeit«, *ifo Schnelldienst* 58(3), 26–30.
- Nierhaus, W. (2005b), »Zur Einführung der Vorjahrespreisbasis in der deutschen Statistik – Konsequenzen für die Konjunkturanalyse«, *ifo Schnelldienst* 58(5), 19–24.
- SPIEGEL* (2005), »Blindflug der Forscher«, vom 2. Mai.
- Statistisches Bundesamt (2006a), »Jahr 2005: 0,3% weniger Erwerbstätige als ein Jahr zuvor«, Pressemitteilung vom 2. Januar.
- Statistisches Bundesamt (2006b), »Wirtschaftswachstum im Jahr 2005 exportgetragen«, Pressemitteilung vom 12. Januar.
- Strohm, W. et al. (1992), »Sozialprodukt in Deutschland im Jahr 1991«, *Wirtschaft und Statistik* (1), 11–23.