

Das ifo Institut beleuchtet seit Jahren kritisch die Güte der eigenen Konjunkturprognosen (vgl. Nierhaus 2016). Im folgenden Beitrag wird die ifo Prognose vom Dezember 2015 für das vergangene Jahr vor dem Hintergrund der jüngst veröffentlichten Ergebnisse der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen für 2016 diskutiert. Zudem wird auf die Prognosequalität des Instituts im langjährigen Durchschnitt eingegangen.

Zum Jahresende 2015 hatte das ifo Institut für das Jahr 2016 mit einem Fortdauern des Aufschwungs in Deutschland gerechnet. In seiner traditionellen Dezember-Konjunkturprognose schrieb das Institut dazu:

»Der verhaltene Aufschwung, in dem sich die deutsche Wirtschaft seit einiger Zeit befindet, wird sich fortsetzen. In diesem Jahr dürfte das reale Bruttoinlandsprodukt um 1,7% zulegen, bevor es im kommenden Jahr voraussichtlich um 1,9% steigt. Der private Konsum wird weiterhin die Stütze des Aufschwungs bleiben, der durch die erneut gesunkenen Rohölpreise, steigende Arbeits- und Transfereinkommen und eine per saldo sinkende Steuer- und Abgabenbelastung der Haushalte befördert wird. Zudem erhöht die Finanz- und Sozialpolitik ihre expansiven Impulse, nicht zuletzt aufgrund der im Zusammenhang mit der Flüchtlingsmigration deutlich steigenden staatlichen Konsumausgaben und Transfers. Während die Bauinvestitionen im Prognosezeitraum wieder stärker expandieren dürften, werden die Ausrüstungsinvestitionen ungeachtet der günstigen Finanzierungsbedingungen nur verhalten zulegen. Da die Importe angesichts der erwarteten kräftigen Inlandsnachfrage stärker steigen werden als die Exporte, kommen vom Außenhandel nahezu keine Impulse.« (Wollmershäuser et al. 2015, S. 23)

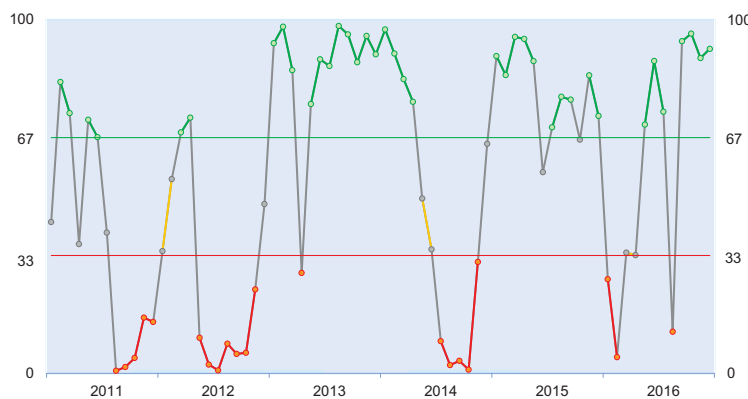
Im konjunkturellen Verlauf, d.h. vom vierten Quartal 2015 bis zum vierten Quartal 2016, sollte die gesamtwirtschaftliche Produktion saison- und kalenderbereinigt um 2,1% leicht beschleunigt zulegen, nach 1,4% im Jahresverlauf 2015. Auch in der Jahresdurchschnittsbetrachtung sollte das Zuwachstempo 2016 mit 1,9% etwas höher sein als im Jahr 2015 (+ 1,7%). Die zeitgleich veröffentlichte Intervallprognose für die jahresdurch-

schnittliche Rate 2016 des realen Bruttoinlandsprodukts reichte bei einer Vertrauenswahrscheinlichkeit von 68% von 0,9% bis 2,9%.

Ein wesentliches Risiko für diese Prognose wurde in den aktuellen politischen Spannungen im Nahen Osten und in den unübersichtlichen Interessenslagen der an den zahlreichen Konflikten beteiligten Parteien gesehen. Eine Eskalation der Zerwürfnisse könnte Konsumenten, Produzenten und Investoren verunsichern und die konjunkturelle Entwicklung weltweit spürbar dämpfen. In einem solchen Szenario könne es zudem zu einem sprunghaften Anstieg der Ölpreise kommen. Weitere Prognoserisiken gingen von der hier erwarteten allmählichen Straffung der Geldpolitik der Fed aus. Diese würde die relative Attraktivität der USA als Anlagestandort erhöhen und dürfte Portfolioumschichtungen zulasten anderer Regionen nach sich ziehen, was zu Kapitalabflüssen aus Schwellenländern führen könnte. Schließlich berge die durch die EZB beschlossene Verlängerung des Wertpapierankaufprogramms besondere Gefahren für die zukünftige wirtschaftliche Entwicklung. So könne die lockerere Bereitstellung billigen Geldes die Bildung von Vermögenspreisblasen begünstigen, deren Platzen zu Verwerfungen an den Finanzmärkten führe. Zudem generiere das Staatsanleiheaufkaufprogramm Fehlreize für die Finanzpolitik.

Die Fortsetzung des Aufschwungs am aktuellen Rand hatte sich im Dezember 2015, dem Zeitpunkt der Prognoseerstellung, bereits anhand der Entwicklung wichtiger Frühindikatoren abgezeichnet. So war die Produktion im Produzierenden Gewerbe im Oktober höher als im Vormonat gewesen. Gleichzeitig hatte der Auftragseingang aus dem In- und Ausland zugelegt. Zudem war durch den starken

Abb. 1
ifo Konjunkturampel Deutschland – gewerbliche Wirtschaft
 Monatliche Wahrscheinlichkeiten für eine expansive Wirtschaftsentwicklung^{a)}



^{a)} Grün = hoch, gelb = mittel, rot = niedrig.
 Berechnet auf Basis der monatlichen Änderungen des Geschäftsklimaindex.

Quelle: Statistisches Bundesamt; ifo Konjunkturtest; Berechnungen des ifo Instituts.

Zustrom von Flüchtlingen und dem damit verbundenen Anstieg von staatlichen Hilfsleistungen ein expansiver fiskalischer Impuls angelegt, der, weil nicht durch Ausgabenkürzungen oder Steuererhöhungen gegenfinanziert, vollumfänglich nachfragewirksam werden würde. Außerdem sollte die Konjunktur durch spürbare Terms-of-Trade-Gewinne im Gefolge der gesunkenen Rohölpreise angeregt werden. Die ifo Konjunkturampel (vgl. Abberger und Nierhaus 2010 sowie 2015), die in einem Grün-gelb-rot-Farbschema die Veränderungen des Geschäftsklimas für die gewerbliche Wirtschaft in Wahrscheinlichkeiten für die konjunkturelle Phase »Expansion« umsetzt stand am Jahresende 2015 auf grün (vgl. Abb. 1).

Die tatsächliche Wirtschaftsentwicklung wird wie in den vorangegangenen Prognosefehlerstudien des ifo Instituts an den ersten vorläufigen Jahresergebnissen des Statistischen Bundesamts festgemacht, die im Januar des jeweiligen Folgejahrs veröffentlicht werden. Dies geschieht deshalb, weil diese Ist-Ergebnisse dem Informationsstand bei der Prognoseerstellung am besten entsprechen. Zu diesem Zeitpunkt sind die Ergebnisse für die zurückliegenden Jahre noch nicht grundlegend revidiert worden, die die statistische Basis für die Prognose gebildet haben. Spätere, revidierte Rechenstände zeigen zwar ein exakteres Bild der Konjunktur; eine Prognose kann sich aber immer nur auf die bis zum Prognosezeitpunkt veröffentlichten Ergebnisse stützen.

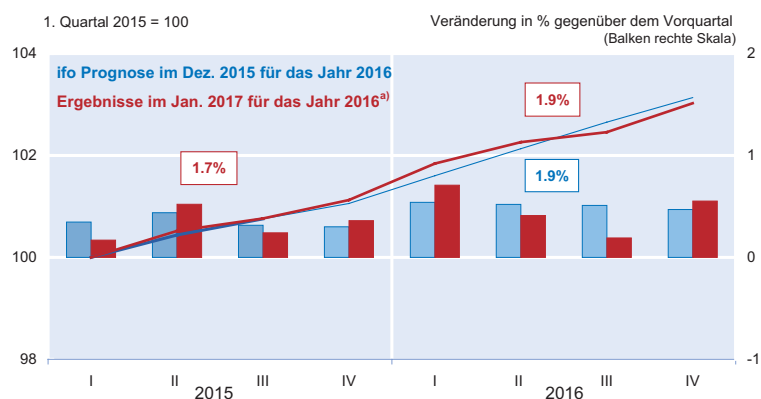
Nach den am 12. Januar 2017 vom Statistischen Bundesamt (2017, S. 7) veröffentlichten Ergebnissen hat das reale Bruttoinlandsprodukt (BIP) im Jahresdurchschnitt 2016, wie vom ifo Institut im Dezember 2015 vorausgeschätzt worden war, um 1,9% zuge-

nommen (vgl. Abb. 2). Für die Veränderung der saison- und kalenderbereinigten Produktion im Jahresverlauf ergibt sich die gleiche Rate. Die im Dezember 2015 abgegebene Prognose des ifo Instituts war hinsichtlich der Jahresdurchschnittsrates 2016 also eine »Punktlandung« gewesen, bezüglich der Jahresverlaufsrate ist sie hingegen geringfügig zu optimistisch ausgefallen. Zwar war die konjunkturelle Entwicklung im Winterhalbjahr 2015/16 – und hier insbesondere im ersten Quartal 2016 – etwas kräftiger gewesen, als das ifo Institut in seiner Dezemberprognose erwartet hatte. Im daran anschließenden Sommerhalbjahr war sie dann aber spürbar schwächer, wozu insbesondere die in diesem Zeitraum rückläufigen Ausrüstungsinvestitionen sowie ein temporärer Rückgang der Exporte beigetragen haben. In der *Jahresdurchschnittsbetrachtung* haben sich

die unterjährigen Abweichungen ausgeglichen, in der Jahresverlaufs-betrachtung resultiert hieraus ein gegenüber der ifo Dezemberprognose geringfügig flacherer Anstieg der gesamtwirtschaftlichen Produktion (Veränderung vom vierten Quartal 2015 zum vierten Quartal 2016).

Eine tiefergehende Analyse erlaubt die Gegenüberstellung der Soll-Ist-Entwicklung nach den einzelnen Verwendungskomponenten des realen BIP. Hier zeigt sich, dass die konjunkturellen Triebkräfte 2016 zutreffend benannt worden sind. Die inländische Verwendung sollte wie schon in den drei vorausgegangenen Jahren die Haupttriebfeder der Konjunktur sein. Vom Außenbeitrag würde hingegen kein anregender Impuls auf das BIP-Wachstum ausgehen. Dieses Konjunkturmuster ist denn auch eingetreten, wenngleich sich bei einzelnen Verwendungsaggregaten naturgemäß mehr oder weniger große Prognosefehler ergeben haben, die sich jedoch in ihrer BIP-Wirkung insgesamt ausgeglichen haben (vgl. Tab. 1).

Abb. 2
Reales Bruttoinlandsprodukt in Deutschland
 Saison- und kalenderbereinigter Verlauf



^{a)} Ergebnisse für 2015 und Jahresergebnis 2016: Statistisches Bundesamt.
 Vierteljahresergebnisse für 2016: Schätzungen des ifo Instituts.

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

Tab. 1
Prognosen und Prognosefehler für das Jahr 2016
 Verwendung des realen Bruttoinlandsprodukts^{a)}

	ifo Dezemberprognose 2015		Statistisches Bundesamt ^{b)}		Prognosefehler für 2016	
	Prognosewerte für 2016		Istwerte für 2016		Differenz der Wachstumsraten bzw. -beiträge	
	Veränderung in Prozent gegenüber dem Vorjahr (1)	Wachstumsbeitrag in Prozentpunkten ^{c)} (2)	Veränderung in Prozent gegenüber dem Vorjahr (3)	Wachstumsbeitrag in Prozentpunkten ^{c)} (4)	Spalte (3) abzüglich Spalte (1) (5)	Spalte (4) abzüglich Spalte (2) (6)
Inlandsnachfrage	2,1	1,9	2,2	2,0	0,1	0,1
Privater Konsum	2,0	1,1	2,0	1,1	0,0	0,0
Staatlicher Konsum	3,5	0,7	4,2	0,8	0,7	0,1
Ausrüstungen	3,5	0,2	1,7	0,1	- 1,8	- 0,1
Bauten	2,1	0,2	3,1	0,3	1,0	0,1
Sonstige Anlageinvestitionen	2,4	0,1	2,6	0,1	0,2	0,0
Vorratsveränderungen	-	- 0,3	-	- 0,4	-	- 0,1
Außenbeitrag	-	0,0	-	- 0,1	-	- 0,1
Ausfuhr	4,4	2,0	2,5	1,2	- 1,9	- 0,8
Einfuhr	5,3	- 2,1	3,4	- 1,3	- 1,9	0,8
Bruttoinlandsprodukt	1,9	1,9	1,9	1,9	0,0	0,0

^{a)} In Preisen des Vorjahrs. – ^{b)} Erste Ergebnisse der Inlandsproduktsberechnung (Januar 2017). – ^{c)} Beiträge der Nachfragekomponenten zur Veränderung des Bruttoinlandsprodukts (Lundberg-Komponenten). Der Wachstumsbeitrag einer Nachfragekomponente ergibt sich aus der Wachstumsrate gewichtet mit dem nominalen Anteil des Aggregats am Bruttoinlandsprodukt aus dem Vorjahr. Abweichungen in den Summen durch Runden der Zahlen. Angaben für das Bruttoinlandsprodukt: Veränderung gegenüber dem Vorjahr in %.

Quelle: Statistisches Bundesamt; Berechnungen des ifo Instituts.

Den größten binnenwirtschaftlichen Wachstumsimpuls lieferte im Jahr 2016 der private Konsum, der mit einem realen Plus in Höhe von 2,0% exakt so kräftig zugelegt hat wie im Dezember 2015 vorhergesehen. Unterschätzt wurde in der ifo Dezemberprognose hingegen die Zuwachsrate des staatlichen Konsums (4,2%), in der sich u.a. die migrationsbedingten öffentlichen Mehrkosten für die Bereitstellung von Unterkünften, Wohnraum und Sicherheitsdiensten sowie für soziale Sachleistungen für bedürftige Flüchtlinge spiegelt (vgl. Statistisches Bundesamt 2017, S. 31 f.). Die Zuwachsrate der *Ausrüstungsinvestitionen* ist in der ifo Dezemberprognose hingegen überschätzt worden. Die Investitionen in Maschinen, Geräte und Fahrzeuge waren zwar im Winterhalbjahr 2015/16 saison- und kalenderbereinigt merklich gestiegen, im daran anschließenden Sommerhalbjahr 2016 dann aber deutlich gesunken. Das Investitionsklima in Deutschland war durch die erhöhte unternehmerische Unsicherheit beeinträchtigt worden. So hatte sich z.B. das ifo Unsicherheitsmaß (Streuung der Produktionserwartungen der vom ifo Institut monatlich befragten Industrieunternehmen) bereits seit Mitte 2015 fortlaufend erhöht, worin sich die zunehmenden geopolitischen Sorgen der Firmen hinsichtlich einer Abschwächung der Weltkonjunktur gespiegelt haben dürften. Hinzu kam ab Mitte 2016 die Unsicherheit im Gefolge des britischen Referendums über eine weitere EU-Mitgliedschaft (Brexit). In der Jahresdurchschnittsbeurteilung 2016 ergab sich bei den Ausrüstungsinvestitionen

nach den nunmehr vorliegenden amtlichen Zahlen nur noch ein Plus von 1,7%, im Dezember 2015 war eine doppelt so hohe Rate prognostiziert worden (3,5%). Desgleichen wurde auch die Zuwachsrate des Aggregats *sonstige Anlageinvestitionen* überschätzt. Die Zuwachsrate der *Bauinvestitionen* ist dagegen unterschätzt worden. Entscheidend hierfür war die überaus kräftige Entwicklung im Wohnungsbau, der mit einer jahresdurchschnittlichen Rate von 4,3% deutlich stärker zugenommen hat als vorausgeschätzt (2,6%). Im Nichtwohnungsbau ist dagegen die aktuelle amtliche Zuwachsrate (1,4%) nahezu richtig prognostiziert worden (ifo Dezemberprognose 2015: 1,3%). Die *Vorratsveränderungen* dämpften schließlich den BIP-Anstieg im vergangenen Jahr geringfügig stärker als erwartet. Alles in allem haben sich aber die einzelnen Prognosefehler bei den binnenwirtschaftlichen Komponenten nahezu ausgeglichen, so dass die amtliche jahresdurchschnittliche Zuwachsrate der *inländischen Verwendung* (2,2%) nahezu getroffen worden ist (ifo Dezemberprognose: 2,1%).

Angesichts der zunehmenden globalen Unsicherheiten und eines nicht zuletzt deshalb deutlich langsamer expandierenden Welthandels ist die außenwirtschaftliche Dynamik überschätzt worden: So sind die Exporte von Waren und Dienstleistungen im Jahresdurchschnitt 2016 mit einer Rate von 2,5% deutlich langsamer gestiegen, als in der ifo Dezemberprognose erwartet worden war (4,4%). Das gleiche gilt

für die Prognose der jahresdurchschnittlichen Zuwachsrates der Importe, die mit 5,3% den amtlichen Wert (+ 3,4%) ebenso deutlich verfehlte. Alles in allem hatte im vergangenen Jahr der Außenbeitrag einen leicht negativen Effekt auf die Veränderung des realen Bruttoinlandsprodukts.

Unterschätzt wurde in der ifo Dezemberprognose 2015 für das Jahr 2016 hingegen der Anstieg der Arbeitsproduktivität: Veranschlagt wurde eine jahresdurchschnittliche Zunahme des realen BIP je Erwerbstätigenstunde in Höhe von 0,9%, tatsächlich nahm die Arbeitsproduktivität aber um 1,2% zu. Maßgeblich hierfür war, dass das gesamtwirtschaftliche Arbeitsvolumen lediglich um 0,7% zugenommen hat (ifo Dezemberprognose: 1,0%). Zwar war der Anstieg der Erwerbstätigkeit mit einer Zuwachsrates von 0,8% etwas zu niedrig angesetzt worden, das amtliche Plus fiel mit 1,0% höher aus. Allerdings hat die durchschnittlich geleistete Arbeitszeit je Erwerbstätigen im Jahr 2016, den aktuellen Ergebnissen der VGR zufolge, um 0,3% abgenommen; in der ifo Prognose vom Dezember 2015 war hingegen ein marginaler Anstieg um 0,1% erwartet worden.

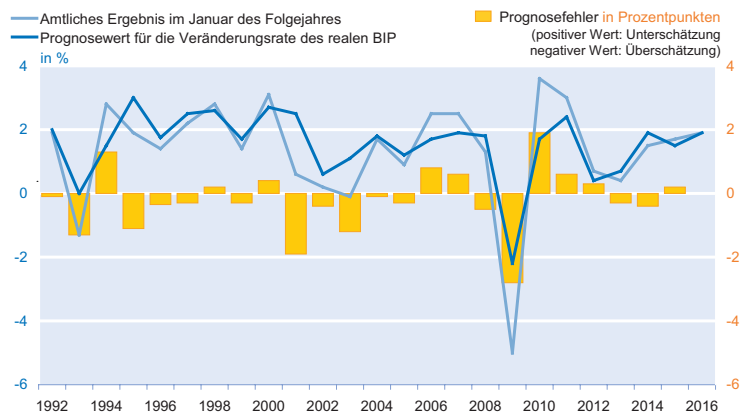
Der Preisanstieg auf der Verbraucherstufe ist – gemessen am Verbraucherpreisindex VPI – in der ifo Dezemberprognose 2015 eindeutig zu hoch veranschlagt worden. Den amtlichen Angaben zufolge nahmen die Lebenshaltungskosten im Jahresdurchschnitt 2016 nur um 0,5% zu, das ifo Institut hatte eine doppelt so hohe Inflationsrate prognostiziert. Maßgeblich hierfür war eine Überschätzung der Kerninflation (Inflation ohne Berücksichtigung der Preisänderung von Energieträgern), die sich auf 1,4% belaufen sollte; erstaunlicherweise lag die Kerninflationsrate trotz guter Konsumkonjunktur 2016 nur bei 1,2%.

Längerfristige Prognosebilanz

In einem zweiten Schritt soll der längerfristige Prognoseerfolg des ifo Instituts evaluiert werden. Betrachtet werden die Prognosen für die Veränderungsrate des realen Bruttoinlandsprodukts im Zeitraum 1992 bis 2016. Der Prognosefehler $R_t - P_t$ ist definiert durch die Differenz zwischen dem tatsächlichen BIP-Wert (R_t), gemessen an der ersten Veröffentlichung des Statistischen Bundesamts im Januar des Folgejahres, und der im Dezember des jeweiligen Vorjahres abgegebenen BIP-Prognose P_t . Ein positiver (negativer) Wert entspricht einer Unterschätzung (Überschätzung) der tatsächlichen Veränderungsrate des realen BIP (vgl. Abb. 3).

Es zeigt sich, dass für immerhin 14 der insgesamt 25 betrachteten Jahre der Prognosefehler dem Betrag nach klei-

Abb. 3
Prognosen und Prognosefehler für das reale Bruttoinlandsprodukt 1992–2016



Quelle: Statistisches Bundesamt; Berechnungen des ifo Instituts.

ner ist als ein halber Prozentpunkt, für vier Jahre (1992, 1998, 2004, und 2015) ist er geringer als ein Viertel Prozentpunkt. Für das Jahr 2016 war der Fehler sogar exakt null. Der durchschnittliche Prognosefehler (MF) ist mit $-0,20$ Prozentpunkten leicht negativ, d.h. im Mittel wurde die jährliche BIP-Veränderung geringfügig überschätzt. Allerdings können sich bei diesem Prüfmaß, das auf die Verzerrung ($Bias$) von Prognosen abstellt, positive und negative Abweichungen gegenseitig aufheben. Die Prognosequalität sollte deshalb an den beiden Kennziffern mittlerer absoluter Fehler (MAF) bzw. Wurzel aus dem mittleren quadratischen Fehler ($WMQF$) festgemacht werden. Für die BIP-Prognosen des ifo Instituts beträgt der mittlere absolute Fehler 0,71 Prozentpunkte; die Wurzel aus dem mittleren quadratischen Fehler, der größere Abweichungen der Prognosewerte von den späteren amtlichen Werten stärker gewichtet, liegt bei 0,98 (vgl. Tab. 2).

Wird letztere Kennziffer ins Verhältnis gesetzt zur Wurzel aus dem mittleren quadratischen Fehler, der sich ergibt, wenn als Prognosewert die BIP-Veränderungsrate des jeweiligen Vorjahres eingestellt wird ($naive$ Prognose), so erhält man mit dem Theil'schen Ungleichheitskoeffizienten U ein Maßstab für die *relative* Prognosegüte. Ist der Ungleichheitskoeffizient kleiner (größer) als 1, so sind die Prognosen besser (schlechter) als die zum Vergleich herangezogenen naiven Prognosen. Für die BIP-Prognosen des ifo Instituts beträgt der Theil'sche Ungleichheitskoeffizient 0,37, was zeigt, dass die ifo Prognosen im betrachteten Zeitraum erheblich besser waren als ein Schätzansatz, bei dem die Vorjahresrate des realen BIP einfach fortgeschrieben wird (vgl. Tab. 2).

Zur Evaluierung einer möglichen *Verbesserung* der Prognosegüte im Zeitablauf wird der gesamte Beobachtungszeitraum in zwei konsekutive Teilzeiträume zerlegt. Es zeigt sich, dass für die Jahre 2004 bis 2016 zwar kein $Bias$ mehr vorhanden ist, zudem hat sich der mittlere absolute Prognosefehler leicht verringert. Die Wurzel aus dem mittleren quad-

Tab. 2
Ausgewählte Maße für die Güte der BIP-Prognose^{a)}

	Zeitraum 1992 bis 2016	Zeitraum 1992 bis 2003	Zeitraum 2004 bis 2016
Mittlerer Prognosefehler (<i>BIAS</i>) ^{b)} <i>MF</i>	- 0,20	- 0,42	0,00
Mittlerer absoluter Prognosefehler ^{c)} <i>MAF</i>	0,71	0,74	0,68
Wurzel aus dem mittleren quadratischen Prognosefehler ^{d)} <i>WMQF</i>	0,98	0,93	1,02
nachrichtlich: Komponentenzerlegung des <i>MQF</i>			
– Anteil des <i>BIAS</i>	0,04	0,21	0,00
– Anteil der <i>Varianz</i>	0,42	0,15	0,68
– Anteil der <i>Kovarianz</i>	0,54	0,64	0,32
Theil'scher Ungleichheitskoeffizient ^{e)} <i>U</i>	0,37	0,50	0,32
nachrichtlich Standardisierte Wurzel aus dem mittleren quadratischen Prognosefehler ^{f)} <i>WMQF/σ</i>	0,57	0,73	0,51

^{a)} Der Prognosefehler $R_t - P_t$ wird definiert durch die Differenz der amtlichen BIP-Veränderungsrate R_t für das Jahr t und der im Dezember des jeweiligen Vorjahres $t - 1$ prognostizierten Rate P_t . – ^{b)} $MF = 1/T \sum_{t=1..T} (R_t - P_t)$. – ^{c)} $MAF = 1/T \sum_{t=1..T} |R_t - P_t|$. – ^{d)} $WMQF = \sqrt{MQF}$ mit $MQF = [1/T \sum_{t=1..T} (R_t - P_t)^2]$. – ^{e)} $U = WMQF/WMQF_{naiv}$. Bei der Berechnung von $WMQF_{naiv}$ wurde als Prognosewert die amtliche Veränderungsrate des realen BIP aus dem jeweiligen Vorjahr eingestellt. – ^{f)} σ bezeichnet die Standardabweichung der amtlichen Veränderungsrate des realen BIP.

Quelle: Statistisches Bundesamt, Fachserie 18, Reihe 1.1, Inlandsproduktsberechnung, Erste Jahresergebnisse; Berechnungen des ifo Instituts.

ratischen Prognosefehler (*WMQF*) ist im Vergleich zum Zeitraum 1992 bis 2003 aber sogar etwas gestiegen. Wie eine Zerlegung des mittleren quadratischen Prognosefehlers (*MQF*) in die drei Teilkomponenten *Bias*, *Varianz* und *Kovarianz* zeigt, geht die an Hand von *WMQF* gemessene Verschlechterung der Prognosequalität auf die im Zeitraum 2004 bis 2016 erhöhte BIP-Volatilität zurück. Bereinigt man das Fehlermaß *WMQF* um diesen Effekt, indem man durch die Standardabweichung σ der amtlichen Veränderungsrate des BIP dividiert, so zeigt das so bereinigte Fehlermaß *WMQF/σ* keine Abnahme der Prognosegüte, sondern eine Verbesserung.¹ Dies wird auch durch das Theil'sche Fehlermaß *U* gestützt, dass für die Jahre 2004 bis 2016 ebenfalls niedriger ist (vgl. Tab. 2).

Mit Hilfe statistischer Tests kann ermittelt werden, ob die Prognosen *systematisch* verzerrt sind. Gibt es systematische Verzerrungen, so existieren Zusammenhänge, die ausgenutzt werden könnten, um die Schätzungen zu verbessern. Es lässt sich zeigen, dass der durchschnittliche Prognosefehler im Zeitraum 1992 bis 2016 *nicht signifikant von null* verschieden ist. Hierzu wurde die Gleichung

¹ Die Standardabweichung σ stellt in diesem Kontext eine Kennziffer für die *Schwierigkeit* dar, das reale BIP zu prognostizieren. Zudem entspricht σ dem Fehlermaß *WMQF* von *naiven* BIP-Prognosen, bei denen die *durchschnittliche* BIP-Rate im Beobachtungszeitraum eingestellt wird. Damit kann *WMQF/σ* als ein spezieller Theil'scher Ungleichheitskoeffizient interpretiert werden (vgl. McNees (1988)).

$R_t - P_t = \mu + u_t$ geschätzt und die Nullhypothese $\mu = 0$ unter der Annahme normalverteilter Fehler mit einem *t*-Test überprüft. Ferner sind die Prognosen *effizient* in dem Sinne, dass sich die Prognosefehler $R_t - P_t$ nicht durch die Prognosefehler des Vorjahres $R_{t-1} - P_{t-1}$ erklären lassen (die Prognosefehler sind *nicht autokorreliert*). Dazu wurde die Gleichung $R_t - P_t = \alpha + \beta(R_{t-1} - P_{t-1}) + \varepsilon_t$ geschätzt und die gemeinsame Nullhypothese $\alpha = 0$ und $\beta = 0$ mit einem *F*-Test überprüft. Tabelle 3 gibt Aufschluss über die Test-Ergebnisse im Detail.

Fazit

Die Prognose des ifo Instituts für die jahresdurchschnittliche Veränderungsrate des realen Bruttoinlandsprodukts im Jahr 2016 war ein »Volltreffer«. Im Dezember 2015 war eine Zuwachsrate in Höhe von 1,9% prognostiziert worden, die ers-

Tab. 3
Ausgewählte Tests zur Güte der BIP-Prognose^{a)}

Nullhypothese	Teststatistik (<i>t</i> -Wert bzw. <i>F</i> -Wert)/ <i>p</i> -Wert
Der Prognosefehler ist im Mittel null	- 1,036/0,311
Die Prognosefehler sind nicht autokorreliert	1,556/0,225

^{a)} Der Prognosefehler $R_t - P_t$ wird definiert durch die Differenz der amtlichen BIP-Veränderungsrate R_t für das Jahr t und der im Dezember des jeweiligen Vorjahres $t - 1$ prognostizierten Rate P_t . Der Beobachtungszeitraum umfasst die Jahre 1992 bis 2016.

Quelle: Statistisches Bundesamt, Fachserie 18 Reihe 1.1, Inlandsproduktsberechnung, Erste Jahresergebnisse; Berechnungen des ifo Instituts.

te vorläufige amtliche BIP-Schätzung für das Jahr 2016 beläuft sich ebenfalls auf 1,9%. Auch die längerfristige Prognosebilanz des ifo Instituts kann sich sehen lassen. Es zeigt sich, dass der mittlere Prognosefehler in den vergangenen 25 Jahren nicht signifikant von null verschieden ist, zudem waren die BIP-Prognosen effizient. Darüber hinaus hat sich die Güte der BIP-Prognosen des ifo Instituts in den vergangenen Jahren tendenziell erhöht, sofern um die gestiegene BIP-Volatilität korrigiert wird.

Methodische Fortschritte gibt es etwa bei der Kurzfristprognose (*Nowcast*). Die Einschätzung und Vorhersage der Wirtschaftsentwicklung im laufenden und im jeweils darauffolgenden Quartal ist eine der zentralen Aufgaben jedweder Konjunkturprognose. Das ifo Institut stützt sich bei seiner Kurzfristprognose für das reale vierteljährliche Bruttoinlandsprodukt auf einen dreistufigen *Indikatoransatz* (IFOCAST). In der ersten Stufe werden monatlich verfügbare Indikatoren extrapoliert und auf Quartalsebene aggregiert. Besonderes Augenmerk gilt dabei naturgemäß der Industrieproduktion, die mit Hilfe disaggregierter ifo-Umfragedaten fortgeschrieben wird. In einem zweiten Schritt wird die reale Bruttowertschöpfung der einzelnen Wirtschaftsbereiche mit Hilfe von *Brückengleichungen* prognostiziert. Im Rahmen eines Kombinationsansatzes (*Pooling of Forecasts*) wird eine Vielzahl von Modellen kombiniert, um der Modellunsicherheit Rechnung zu tragen. In einem dritten Schritt werden die Quartalsprognosen der einzelnen Wirtschaftsbereiche zu einer Prognose des realen Bruttoinlandsprodukts hochaggregiert (vgl. Carstensen et al. 2009). Indikatorenbasierte Kombinationsansätze werden vom ifo Institut heute auch zum Nowcast einzelner BIP-Verwendungskomponenten (z.B. beim privaten Konsum) angewendet (vgl. Lehmann, Nierhaus und Reif 2016).

Konjunkturprognosen sind »Wenn-dann«-Aussagen, denen im Zeitpunkt der Erstellung zwar eine größere Wahrscheinlichkeit als anderen Projektionen zugebilligt wird, die aber noch nicht einmal besonders hoch sein muss (Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung 1965, TZ 21). Jede Konjunkturprognose hängt von bestimmten Annahmen und Setzungen ab, die für den Prognosezeitraum relevant, jedoch nicht vorher abschätzbar sind (*bedingte* Prognosen). Zu den außenwirtschaftlichen Rahmendaten für die Deutschlandprognose zählen die Entwicklung von Welthandel, Weltkonjunktur, Rohstoffpreisen und Wechselkursen sowie die Geldpolitik der Europäischen Zentralbank. Zu den binnenwirtschaftlichen Rahmenbedingungen gehören die Annahmen über den Kurs der Wirtschafts- und Finanzpolitik sowie über die Reaktionen von Wirtschaftssubjekten auf neue Gesetzesvorhaben. Zu den weiteren Rahmendaten gehören das allgemeine politische Umfeld, die meteorologischen Bedingungen und die Entwicklung an den Finanz- und Devisenmärkten. In aller Regel wird hier von Konstanz bzw. Normalentwicklung ausgegangen, d.h., es wird die Abwesen-

heit von exogenen Schocks postuliert (Status-quo-Hypothese). Ändern sich gewichtige Rahmendaten und heben sich diese Änderungen in ihren konjunkturellen Wirkungen nicht zufällig auf, so werden Prognosen im Allgemeinen fehlerhaft.

Bei der Evaluation von Prognosefehlern sollte stets im Auge behalten werden, dass die Veröffentlichung von punktgenauen Schätzwerten lediglich aus Gründen der mathematisch-statistischen Nachvollziehbarkeit erfolgt. Transparenz und Nachvollziehbarkeit zählen mit zu den wichtigsten Kriterien für die Güte einer Prognose. Der mit Konjunkturprognosen verbundenen *Schätzunsicherheit* wurde früher von den Wirtschaftsforschungsinstituten und auch vom Sachverständigenrat durch auf halbe Prozentpunkte gerundete Veränderungsraten Rechnung getragen. In der heutigen Prognosepraxis wird die Unsicherheit durch Prognoseintervalle sichtbar gemacht, in die die Punktschätzungen als Mittelwerte eingebettet sind. Die Intervallgrenzen werden aus den Schätzfehlern der Vergangenheit ermittelt, wobei angenommen wird, dass die Prognosefehler normalverteilt sind (vgl. Chatfield 1993).

Anders als in den Naturwissenschaften können schließlich in den Wirtschaftswissenschaften Prognosefehler daraus resultieren, dass Projektionen, sofern sie veröffentlicht werden, Eigendynamik bis hin zur Selbsterstörung entfalten können. Denn Prognosen beeinflussen die Erwartungen der Wirtschaftssubjekte und können so Verhaltensänderungen bewirken. Dies gilt naturgemäß auch für Prognosen, die derartige Rückkopplungseffekte von vornherein zu berücksichtigen versuchen. Nicht zuletzt aus diesem Grund war bereits Oskar Morgenstern, Mitbegründer der modernen Spieltheorie, im Jahr 1928 zum Schluss gekommen, dass zutreffende Prognosen »mit den Mitteln der ökonomischen Theorie und Statistik aus sachlichen Gründen grundsätzlich unmöglich« sind (Morgenstern 1928, zitiert nach Betz 2004). Es lässt sich allerdings zeigen, dass es korrekte Wirtschaftsprognosen selbst in einem von Rückkopplungseffekten beeinflussten Marktumfeld geben kann (vgl. Grunberg und Modigliani 1954). Empirisch ist das Auftreten von Feedback-bedingten Prognosefehlern umso wahrscheinlicher, je länger der Prognosehorizont ist und je kürzer die wirtschaftspolitischen Entscheidungs- und Wirkungsverzögerungen sind.

Trotz aller Schwächen sind und bleiben Konjunkturprognosen zur Orientierung von Wirtschaft und Politik unentbehrlich. Konjunkturprognosen sind bedingte Wahrscheinlichkeitsaussagen. Auch wenn damit die Unsicherheit über die Zukunft nicht beseitigt werden kann – Konjunkturforscher sind weder Hellseher noch Propheten – so können die Prognosen doch dazu beitragen, die Unsicherheit zu verringern. Sie erleichtern damit die Planung der Unternehmen und helfen der Wirtschafts- und Finanzpolitik, sich auf die zukünftige Entwicklung besser einzustellen.

Literatur

Abberger, K. und W. Nierhaus (2010), »Markov-Switching and the Ifo Business Climate: The Ifo Business Cycle Traffic Lights«, *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis* 7(2), 5–17.

Abberger, K. und W. Nierhaus (2015), »ifo Konjunkturampel revisited«, *ifo Schnelldienst* 68(5), 27–32.

Carstensen, K., St. Henzel, J. Mayr und K. Wohlrabe (2009), »IFOCAS: Methoden der ifo Kurzfristprognose«, *ifo Schnelldienst* 62(23), 15–28.

Chatfield, C. (1993), »Calculating Interval Forecasts«, *Journal of Business & Economic Statistics* 11(2), 121–135.

Grunberg, E. und F. Modigliani (1954), »The Predictability of Social Events«, *Journal of Political Economy* 62, 465–478.

Lehmann, R., W. Nierhaus und M. Reif (2016), »Eine Flash-Schätzung für die privaten Konsumausgaben in Deutschland«, *ifo Schnelldienst* 69(21), 36–41.

McNees, S.K. (1988), »How Accurate are Macroeconomic Forecasts?«, *New England Economic Review*, Juli/August 1988, 15–36.

Morgenstern, O. (1928), »Wirtschaftsprognose: Eine Untersuchung ihrer Voraussetzungen und Möglichkeiten«, Wien 1928, zitiert nach: G. Betz (2004), »Empirische und aprioristische Grenzen von Wirtschaftsprognosen: Oskar Morgenstern nach 70 Jahren«, in: U. Frank (Hrsg.), *Wissenschaftstheorie in Ökonomie und Wirtschaftsinformatik*, Deutscher Universitäts-Verlag, Wiesbaden, 171–190.

Nierhaus, W. (2016), »Wirtschaftskonjunktur 2015: Prognose und Wirklichkeit«, *ifo Schnelldienst* 69(3), 34–40.

Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (1965), *Stabiles Geld – Stetiges Wachstum, Jahresgutachten 1964/65*, Wiesbaden.

Statistisches Bundesamt (2017), »Bruttoinlandsprodukt 2016 für Deutschland«, Begleitmaterial zur Pressekonferenz am 12. Januar 2017, verfügbar unter: https://www.destatis.de/DE/PresseService/Presse/Pressekonferenzen/2017/BIP2016/Bruttoinlandsprodukt_2016_Uebersicht.html#den.

Wollmershäuser, T., W. Nierhaus, T.O. Berg, C. Breuer, J. Garnitz, C. Grimme, S. Henzel, A. Hristov, N. Hristov, W. Meister, M. Reif, F. Schröter, A. Steiner, K. Wohlrabe und A. Wolf (2015), »ifo Konjunkturprognose 2015-2017: Verhalten der Aufschwung setzt sich fort«, *ifo Schnelldienst* 68(24), 23–66.