

Nierhaus, Wolfgang

**Article**

## Wirtschaftskonjunktur 2017: Prognose und Wirklichkeit

ifo Schnelldienst

**Provided in Cooperation with:**

Ifo Institute – Leibniz Institute for Economic Research at the University of Munich

*Suggested Citation:* Nierhaus, Wolfgang (2018) : Wirtschaftskonjunktur 2017: Prognose und Wirklichkeit, ifo Schnelldienst, ISSN 0018-974X, ifo Institut - Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung an der Universität München, München, Vol. 71, Iss. 03, pp. 35-42

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/175165>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

**Terms of use:**

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*

Wolfgang Nierhaus

# Wirtschaftskonjunktur 2017: Prognose und Wirklichkeit

Das ifo Institut beleuchtet seit Jahren kritisch die Güte der eigenen Konjunkturprognosen (vgl. Nierhaus 2017). In dem Beitrag wird die ifo Prognose vom Dezember 2016 für das Jahr 2017 vor dem Hintergrund der jüngst veröffentlichten Ergebnisse der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen diskutiert. Zudem wird auf die Prognosequalität des Instituts im langjährigen Durchschnitt eingegangen.

Die Wirtschaftsentwicklung in Deutschland im Jahr 2017 verlief deutlich dynamischer, als in der ifo Dezemberprognose 2016 vorausgeschätzt worden war. Zwar hatte das ifo Institut im Vergleich zu der noch zurückhaltender gehaltenen Gemeinschaftsdiagnose vom Oktober die Prognose für die gesamtwirtschaftliche Produktion im Jahresdurchschnitt 2017 bereits um 0,1 Prozentpunkte auf 1,5% angehoben, gleichwohl blieb aber auch diese Schätzung um 0,7 Prozentpunkte hinter dem nunmehr veröffentlichten amtlichen Ergebnis zurück. Mit einer derart kraftvollen Beschleunigung des Aufschwungs, der bereits im Jahr 2013 begonnen hatte, ist nicht gerechnet worden. Vielmehr wurde davon ausgegangen, dass sich der Aufschwung angesichts der großen internationalen wirtschaftspolitischen Unsicherheiten, die mit dem britischen Brexit-Referendum, der US-Präsidentenwahl und der gescheiterten Verfassungsreform in Italien einhergingen, lediglich mit moderaten Raten fortsetzen werde.

In der Prognose des ifo Instituts vom Dezember 2016 hatte es unter dem programmatischen Titel »Robuste deutsche Konjunktur vor einem Jahr ungewisser internationaler Wirtschaftspolitik« geheißen: »In den zurückliegenden sechs Monaten hat sich die globale politische Landschaft stark verändert, was weitreichende und in hohem Maße ungewisse Konsequenzen für die Weltwirtschaft in den kommenden Jahren haben könnte ... Das Tempo der weltwirtschaftlichen Expansion dürfte im Winterhalbjahr 2016/17 im Vergleich zum dritten Quartal 2016 etwas abnehmen. Zwar haben sich das ifo Weltwirtschaftsklima und die Einkaufsmanagerindizes für die großen Industrie und Schwellenländer zuletzt verbessert. Allerdings haben politische Ereignisse vielerorts zu einem deutlichen Anstieg der Unsicherheit geführt, die im gesamten Prognosezeitraum die gesamtwirtschaftliche Expansion dämpfen dürfte. Zudem wird infolge der trendmäßigen Verlangsamung des Wirt-

schaftswachstums in China die Zuwachsrate der globalen Produktion weiter langsam abnehmen.« (Wollmershäuser et al. 2016, S. 28, 35)

Die Risiken, mit denen diese Prognose behaftet war, wurden vom ifo Institut als außerordentlich hoch erachtet. Ein wesentliches Risiko wurde in dem beabsichtigten Ausscheiden Großbritanniens aus der EU gesehen. Im Vorfeld des Brexit müssten sowohl die Parameter der bilateralen Wirtschaftsbeziehungen zwischen Großbritannien und der EU als auch die Handelsabkommen mit mehr als 50 anderen Staaten, die auf EU-Recht basieren, neu verhandelt werden. Es sei ungewiss, wann die formalen Verhandlungen eingeleitet würden und wann der Brexit stattfinden werde. Auch lägen noch keine Anhaltspunkte darüber vor, wie die neuen Abkommen aussehen könnten. Bereits kurzfristig könnte eine andauernd hohe Verunsicherung der privaten Wirtschaftsakteure die Investitionstätigkeit in Großbritannien und in der EU belasten.

Auch die künftige wirtschafts-, außen- und sicherheitspolitische Ausrichtung der USA seit den Präsidentschaftswahlen stelle eine Quelle zahlreicher Risiken für die weltwirtschaftliche Entwicklung dar. So habe der neu gewählte Präsident während des Wahlkampfes für eine starke Ausweitung der staatlichen Infrastrukturinvestitionen in Verbindung mit Unternehmensteuerensenkungen, einer merklich protektionistischeren Außenhandelspolitik und einem deutlichen Abbau des internationalen sicherheitspolitischen Engagements seines Landes geworben. Eine kräftige Erhöhung des fiskalischen Expansionsgrades würde der Konjunktur in den USA und dem Rest der Welt positive Impulse bescheren. Negative Risiken für die Weltwirtschaft gingen hingegen von einem Übergang zu mehr Protektionismus aus. Dies würde den Welthandel belasten und das Potenzial für technologische Spillovers in weiten Teilen der Welt reduzieren. Schließlich könnte eine starke Reduktion der sicherheitspolitischen Beteiligung der USA innerhalb der NATO oder bei internati-

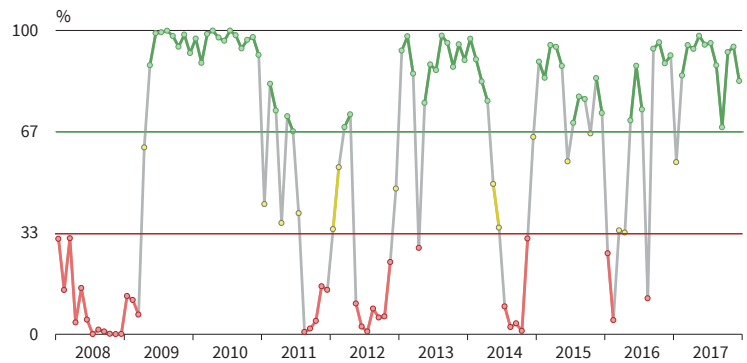
onalen Krisen und Konflikten die politische Unsicherheit in vielen Ländern zunehmen lassen und die Investitionstätigkeit dort spürbar dämpfen.

Ein weiteres Risiko für die weltwirtschaftliche Entwicklung ginge schließlich auch vom Erstarren populistischer Parteien in Europa aus. Es sei nicht auszuschließen, dass derartige politische Gruppierungen bei den Parlamentswahlen, die im Jahr 2017 in Frankreich, den Niederlanden und voraussichtlich Italien stattfänden, als Sieger hervorgingen. Dies könnte das Vertrauen in die politische Stabilität und den Zusammenhalt der EU stark erschüttern und negative ökonomische Folgen haben. Noch stärker würden die Belastungen sein, sollten neue Handelsschranken innerhalb Europas aufgebaut werden oder weitere Staaten dem Beispiel Großbritanniens folgen, indem sie sich für einen Austritt aus der EU entschieden.

Zur Deutschlandkonjunktur wurde prognostiziert: »Im Jahr 2017 dürfte sich der moderate Aufschwung mit ähnlichen konjunkturellen Raten wie in diesem Jahr fortsetzen, vornehmlich getrieben von der Binnen- nachfrage. Der private Konsum expandiert anhaltend kräftig, befördert von höheren Tariflöhnen, zunehmender Transfereinkommen und der steigenden Beschäftigung. Der bislang vorrangig migrationsgetriebene öffentliche Konsum verliert hingegen an Fahrt. Zwar ist mit dem Inkrafttreten des Zweiten Pflegezeitgesetzes und der damit verbundenen Ausweitung der Leistungen an Pflegebedürftige zu Jahresanfang noch einmal ein deutlicher Anstieg des Staatskonsums zu erwarten. Gegenzurechnen ist allerdings, dass sich der Zustrom an Hilfesuchenden annahmegemäß verringert und dass zunehmend Geld statt Sachleistungen gewährt werden. Die Investitionen in Ausrüstungen werden im Vergleich zu früheren Aufschwungsphasen weiter unterdurchschnittlich expandieren. Maßgeblich hierfür dürften vor allem die sich wenig dynamisch entwickelnden Absatzperspektiven auf vielen Auslandsmärkten sein sowie die außergewöhnlich hohe Ungewissheit bezüglich des zukünftigen wirtschaftspolitischen Kurses wichtiger Handelspartner Deutschlands. Dagegen profitieren die Investitionen in Bauten vom weiterhin günstigen Zinsumfeld, die Investitionen in Wohnbauten werden durch die große Zahl von Wohnungssuchenden besonders angeregt. Vom Außenhandel gehen im Prognosezeitraum rein rechnerisch voraussichtlich keine nennenswerten Impulse aus, da Exporte und Importe in ähnlichem Tempo expandieren werden.« (Wollmershäuser et al. 2016, S. 44–45)

Die Fortsetzung des Aufschwungs in Deutschland hatte sich zum Zeitpunkt der Prognoseerstellung in vielen Indikatoren abgezeichnet. So war der

Abb. 1

**ifo Konjunkturampel in der Gewerblichen Wirtschaft**Monatliche Wahrscheinlichkeit für eine expansive Wirtschaftsentwicklung<sup>a</sup><sup>a</sup> Grün = hoch, gelb = mittel, rot = niedrig.

Berechnet auf Basis der monatlichen Änderungen des ifo Geschäftsklimaindex.

Quelle: ifo Konjunkturumfragen, Dezember 2017.

© ifo Institut

wichtigste Frühindikator für die deutsche Wirtschaft, der ifo Geschäftsklimaindex für die Gewerbliche Wirtschaft, in den Herbstmonaten 2016 deutlich gestiegen. Die ifo Konjunkturampel, die in einem Grün-gelb-rot-Farbschema die Bewegung des Geschäftsklimaindex in Wahrscheinlichkeiten für die konjunkturelle Phase »Expansion« umsetzt, (vgl. Abberger und Nierhaus 2010), stand seit September auf Dauergrün. Die Wahrscheinlichkeit für eine expansive Wirtschaftsentwicklung lag in den letzten Monaten des Jahres 2016 deutlich über der 90%-Marke (vgl. Abb. 1).

Insgesamt sollte das reale Bruttoinlandsprodukt (BIP) saison- und kalenderbereinigt im Jahresverlauf 2017, d.h. vom vierten Quartal 2016 bis zum vierten Quartal 2017, um 1,9% zulegen, nach 1,8% im Jahr 2016. Die höchste Dynamik würde dabei im Winterhalbjahr 2016/17 zu verzeichnen sein, danach sollte sich das Expansionstempo leicht verlangsamen. Im Jahresdurchschnitt 2017 sollte das kalenderbereinigte Bruttoinlandsprodukt um 1,8% expandieren, was exakt der kalenderbereinigten Zuwachsrate des Jahres 2016 entsprach. Da das Jahr 2017 eine deutlich geringere Zahl von Arbeitstagen<sup>1</sup> als 2016 aufwies, wurde ohne Ausschaltung dieses Kalendereffekts mit einer Wachstumsrate von nur 1,5% gerechnet (2016: 1,9%). Die zeitgleich veröffentlichte Intervallprognose für die Rate des realen Bruttoinlandsprodukts im Jahresdurchschnitt 2017 reichte bei einer Vertrauenswahrscheinlichkeit von 68% von 0,5% bis 2,5%.

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

<sup>1</sup> Im Jahr 2017 gab es drei Arbeitstage weniger als im Jahr 2016. Neben der allgemeinen Kalenderkonstellation trug hierzu bei, dass im vergangenen Jahr der 500. Jahrestag der Reformation bundesweit zum Feiertag erklärt worden war.

Ergebnisse für die zurückliegenden Jahre noch nicht grundlegend überarbeitet worden, die das statistische Fundament für die Prognose gebildet haben. Spätere amtliche Rechenstände zeigen zwar ein auf einer breiteren Zahlenbasis ruhendes Bild der Konjunktur; eine Prognose kann sich aber immer nur auf die bis zum Prognosezeitpunkt veröffentlichten Ergebnisse stützen.

Nach den am 11. Januar 2018 vom Statistischen Bundesamt veröffentlichten Ergebnissen hat das reale Bruttoinlandsprodukt im Jahresdurchschnitt 2017 um 2,2% zugenommen, kalenderbereinigt um 2,5% (vgl. Statistisches Bundesamt 2017b, S. 7). Für die Veränderung der saison- und kalenderbereinigten Produktion im Jahres-

verlauf 2017 ergibt sich sogar eine Rate von 2,9%. Die im Dezember 2016 abgegebene Prognose des ifo Instituts hinsichtlich des Wirtschaftswachstums im Jahr 2017 war also, gemessen an allen einschlägigen Kennziffern, zu wenig »optimistisch« gewesen. Die Unterschätzung der Jahreswachstumsrate 2017 geht nicht mit einer Unterschätzung des statistischen Überhangs am Jahresende 2016 einher. Dieser war in der ifo Dezemberprognose 2016 auf 0,6% veranschlagt worden, der heutige amtliche Datenstand bestätigt die damals vom ifo Institut abgegebene Einschätzung vollumfänglich. Als statistischer Überhang wird diejenige jahresdurchschnittliche Veränderungsrate bezeichnet, die sich ergäbe, wenn das reale BIP saison- und kalenderbereinigt auf dem Stand des vierten Quartals des Vorjahres stagnieren würde.<sup>2</sup>

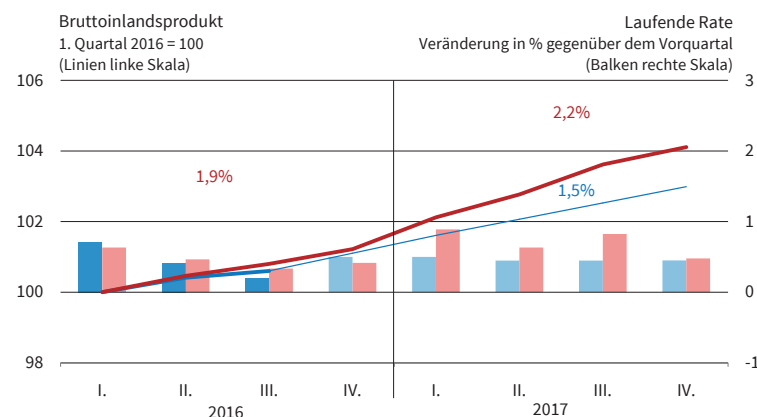
Der Prognosefehler ist damit allein durch eine zu schwach eingeschätzte Dynamik im unterjährig konjunkturellen Profil zu erklären. Bis zu den Herbstmonaten ist die Wirtschaftsdynamik deutlich höher gewesen, als im Dezember 2016 vom ifo Institut veranschlagt worden war (vgl. Abb. 2). Die in der Risikoansprache aufgeführten weltwirtschaftlichen Prognoserisiken »nach unten« hatten sich entweder nicht materialisiert, oder aber ihre wirtschaftlichen Auswirkungen waren deutlich geringer gewesen, als vorhergesehen. So ist der befürchtete Konjunktüreintritt in China ausgeblieben, und die inländische Nachfrage erwies sich als robust. Auch die Umsetzung tiefgreifender wirtschaftspolitischer Maßnahmen in den USA scheiterte bislang aus unterschiedlichen Gründen. Das Brexit-Votum führte zwar zu einer Verlangsamung der Konjunktur im Vereinigten Königreich; das Abgleiten

<sup>2</sup> Mit Hilfe des Überhangs kann die Jahresdurchschnittsrate für ein Jahr  $t$  zur Jahresverlaufsrate in Beziehung gesetzt werden. Nach einer aus der Zeitreihenarithmetik hergeleiteten Faustformel gilt: Jahresdurchschnittsrate ( $t$ )  $\approx$  Überhang ( $t-1$ ) + 0,5 • Jahresverlaufsrate ( $t$ ) (vgl. Nierhaus 1999, S. 16).

Abb. 2

### Reales Bruttoinlandsprodukt in Deutschland

Saison- und kalenderbereinigter Verlauf



ifo Prognose im Dez. 2016 für das Jahr 2017  
Ergebnisse im Jan. 2018 für das Jahr 2017<sup>a</sup>

<sup>a</sup> Ergebnisse für 2016 und Jahresergebnis 2017: Statistisches Bundesamt.  
Vierteljahresergebnisse für 2017: Schätzungen des ifo Instituts.

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

© ifo Institut

in eine Rezession oder ein Übergreifen auf britische Handelspartner blieben aber bisher aus. In den Niederlanden, Frankreich und Deutschland haben europakritische Parteien weniger an Stimmen gewonnen als befürchtet; die Europäische Union verlor nicht an politischer Stabilität (vgl. Wollmershäuser 2017b). Alles in allem schritten die Weltkonjunktur und damit der Welthandel im Jahr 2017 rascher voran als vorausgeschätzt; in der Folge vergrößerten sich die Exportchancen deutscher Unternehmen. Die Exporte stiegen im Jahresdurchschnitt 2017 mit 4,7% deutlich stärker als im Dezember 2016 veranschlagt worden war (3,1%); auch die Importe expandierten mit 5,2% deutlich rascher als vorausgeschätzt (3,8%). Da der Anstieg der Exporte stärker unterschätzt wurde als die Zunahme der Importe, ist der Veränderungsbeitrag des Außenhandels nunmehr um 0,2 Prozentpunkte höher, als in der Dezemberprognose des ifo Instituts ausgewiesen worden war (vgl. Tab. 1).

Binnenwirtschaftlich schlug zu Buche, dass die Investitionen im Sog des Exportbooms schneller und stärker als im Dezember 2016 erwartet ausgeweitet wurden. Angesichts der überdurchschnittlichen Auslastung der Produktionskapazitäten rückte bei den Ausrüstungsinvestitionen in allen Industriebauptgruppen das Erweiterungsmotiv weiter in den Vordergrund. Zum einen wurden bestehende Produktionsprogramme ausgeweitet, zum anderen wurde in Änderungen und Ausweitungen der Produktpalette investiert. (vgl. Statistisches Bundesamt 2017a, S. 1). Die Investitionen in Ausrüstungen wurden im vergangenen Jahr auch dadurch begünstigt, dass die Kreditkonditionen für Unternehmen äußerst günstig blieben und in großem Umfang Mittel zur Innenfinanzierung von Investitionsvorhaben zur Verfügung standen. Die amtliche Zuwachsrate der Bauinvestitionen wurde um 0,8 Prozentpunkte verfehlt; ein Prognosefehler, in dem

Tab. 1

**Prognosen und Prognosefehler für das Jahr 2017  
Verwendung des realen Bruttoinlandsprodukts<sup>a</sup>**

	ifo Dezemberprognose 2016		Statistisches Bundesamt <sup>b</sup>		Prognosefehler für 2017	
	Prognosewerte für 2017		Istwerte für 2017		Differenz der Wachstumsraten bzw. -beiträge	
	Veränderung in Prozent gegenüber dem Vorjahr (1)	Wachstumsbeitrag in Prozentpunkten <sup>c</sup> (2)	Veränderung in Prozent gegenüber dem Vorjahr (3)	Wachstumsbeitrag in Prozentpunkten <sup>c</sup> (4)	Spalte (3) abzüglich Spalte (1) (5)	Spalte (4) abzüglich Spalte (2) (6)
<b>Inlandsnachfrage</b>	<b>1,6</b>	<b>1,5</b>	<b>2,2</b>	<b>2,1</b>	<b>0,6</b>	<b>0,6</b>
Privater Konsum	1,2	0,6	2,0	1,1	0,8	0,5
Staatlicher Konsum	3,0	0,6	1,4	0,3	-1,6	-0,3
Ausrüstungen	1,3	0,1	3,5	0,2	2,2	0,1
Bauten	1,8	0,2	2,6	0,3	0,8	0,1
Sonstige Anlageinvestitionen	2,6	0,1	3,5	0,1	0,9	0,0
Vorratsveränderungen	-	-0,1	-	0,1	-	0,2
<b>Außenbeitrag</b>	<b>-</b>	<b>0,0</b>	<b>-</b>	<b>0,2</b>	<b>-</b>	<b>0,2</b>
Ausfuhr	3,1	1,4	4,7	2,2	1,6	0,8
Einfuhr	3,8	-1,4	5,2	-2,0	1,4	-0,6
<b>Bruttoinlandsprodukt</b>	<b>1,5</b>	<b>1,5</b>	<b>2,2</b>	<b>2,2</b>	<b>0,7</b>	<b>0,7</b>

<sup>a</sup> In Preisen des Vorjahrs. <sup>b</sup> Erste Ergebnisse der Inlandsproduktsberechnung (Januar 2018). <sup>c</sup> 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.

sich das witterungsbedingt stark begünstigte Ergebnis des ersten Quartals 2017 niederschlägt sowie ein expansiv wirkender Sondereffekt, der aus der Aktualisierung des Berichtskreises beim Produktionsindex für das Bauhauptgewerbe herrührt (vgl. Weichselberger 2017, S. 28). Deutlich unterschätzt wurde auch die Wachstumsrate der privaten Konsumausgaben; im Zuge der guten Konjunktur und der damit verbundenen kräftigen Ausweitung der Beschäftigung haben die Realeinkommen stärker als erwartet zugenommen. Die Konstanz der Sparquote ist dagegen zutreffend prognostiziert worden. Überschätzt worden ist allein die Entwicklung der staatlichen Konsumausgaben. Hier schlägt mit zu Buche, dass das Statistische Bundesamt im vergangenen Jahr die laufenden Quartalsraten für dieses Aggregat ab dem zweiten Vierteljahr 2016 deutlich nach unten revidiert hat, was sich zeitreihenarithmetisch in einen kleineren statistischen Überhang und damit c.p. in eine merklich schwächere jahresdurchschnittlichen Zuwachsrate 2017 übersetzt (vgl. Wollmershäuser et al. 2017a, S. 51).

Aufgrund der Unterschätzung der BIP-Expansion 2017 wurde in der ifo Dezemberprognose 2016 auch die Zunahme des gesamtwirtschaftlichen Arbeitsvolumens zu gering veranschlagt. Die geleisteten Arbeitsstunden der Erwerbstätigen stiegen im vergangenen Jahr mit 1,2% deutlich stärker, als es das ifo Institut im Dezember 2016 erwartet hatte (0,2%). Zum einen war die Zunahme der Erwerbstätigkeit mit 0,7% zu niedrig angesetzt worden, das amtliche Plus für 2017 fiel mit 1,5% mehr als doppelt so hoch

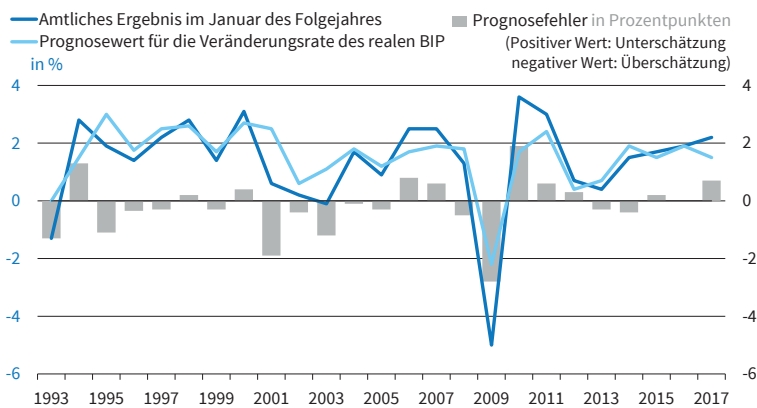
aus. Zum anderen hat die durchschnittlich geleistete Arbeitszeit je Erwerbstätigen, den aktuellen Ergebnissen der VGR zufolge, nur um 0,2% abgenommen, in der ifo Prognose war hingegen ein stärkerer Rückgang erwartet worden (-0,5%).

Der Preisanstieg auf der Verbraucherstufe ist – gemessen am Verbraucherpreisindex VPI – in der ifo Dezemberprognose 2016 zu niedrig veranschlagt worden. Den amtlichen Angaben zufolge nahmen die Lebenshaltungskosten im Jahresdurchschnitt 2017 um 1,8% zu, das ifo Institut war von einer Inflationsrate in Höhe von 1,5% ausgegangen. Maßgeblich hierfür war eine Unterschätzung der Kerninflation (Inflation ohne Berücksichtigung der Preisänderung von Energieträgern), die sich im Jahresdurchschnitt 2017 auf 1,4% belaufen sollte; tatsächlich lag die Kerninflationsrate aber nicht zuletzt infolge der höheren Konsumdynamik bei 1,6%.

### LÄNGERFRISTIGE PROGNOSEBILANZ

Im Folgenden wird auf die längerfristige Prognosebilanz des ifo Instituts eingegangen. Evaluiert werden die Prognosen für die Veränderungsrate des realen Bruttoinlandsprodukts im Zeitraum 1992 bis 2017. 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

Abb. 3

**Prognosen und Prognosefehler für das reale Bruttoinlandsprodukt  
1993–2017**


Quelle: Statistisches Bundesamt; Berechnungen des ifo Instituts.

© ifo Institut

Unterschätzung (Überschätzung) der tatsächlichen Veränderungsrate des realen BIP (vgl. Abb. 3).

Es zeigt sich, dass für immerhin 14 der insgesamt 26 betrachteten Jahre der Prognosefehler dem Betrag nach kleiner 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  $-0,17$  Prozentpunkten leicht negativ, d.h., im Mittel wurde die jährliche BIP-Rate 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  $0,97$  (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  $0,38$ , 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 der Veränderung der Prognosegüte im Zeitablauf wird der gesamte Beobachtungszeitraum in zwei gleich große konsequente Teilzeiträume

zerlegt. Es zeigt sich, dass für die Jahre 2005 bis 2017 der  $Bias$  nunmehr geringfügig positiv ist, d.h. im Schnitt wurde die jährliche BIP-Rate unterschätzt. Der mittlere absolute Prognosefehler ist dagegen höher als im Teilzeitraum 1992 bis 2004, dies gilt auch für die Wurzel aus dem mittleren quadratischen Prognosefehler ( $WMQF$ ). Eine Zerlegung des mittleren quadratischen Prognosefehlers ( $MQF$ ) in die drei Teilkomponenten  $Bias$ ,  $Varianz$  und  $Kovarianz$  zeigt, dass die an Hand von  $WMQF$  gemessene Verschlechterung der Prognosequalität für die Jahre 2005 bis 2017 auf die in diesem Zeitraum deut-

Tab. 2

**Ausgewählte Maße für die Güte der BIP-Prognose<sup>a</sup>**

	Zeitraum 1992 bis 2017	Zeitraum 1992 bis 2004	Zeitraum 2005 bis 2017
Mittlerer Prognosefehler ( $BIAS$ ) <sup>b</sup> $MF$	$-0,17$	$-0,40$	$0,06$
Mittlerer absoluter Prognosefehler <sup>c</sup> $MAF$	$0,71$	$0,69$	$0,72$
Wurzel aus dem mittleren quadratischen Prognosefehler <sup>d</sup> $WMQF$ nachrichtlich: Komponentenzerlegung des $MQF$	$0,97$	$0,89$	$1,04$
– Anteil des $BIAS$	$0,03$	$0,20$	$0,00$
– Anteil der $Varianz$	$0,42$	$0,16$	$0,69$
– Anteil der $Kovarianz$	$0,55$	$0,64$	$0,31$
Theil'scher Ungleichheitskoeffizient <sup>e</sup> $U$	$0,38$	$0,49$	$0,33$
nachrichtlich: Standardisierte Wurzel aus dem mittleren quadratischen Prognosefehler <sup>f</sup> $WMQF/\sigma$	$0,58$	$0,72$	$0,51$

<sup>a</sup> 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  $P_t$ . <sup>b</sup>  $MF = 1/T \sum_{t=1}^T (R_t - P_t)$ .

<sup>c</sup>  $MAF = 1/T \sum_{t=1}^T |R_t - P_t|$ . <sup>d</sup>  $WMQF = \sqrt{MQF}$  mit  $MQF = [1/T \sum_{t=1}^T (R_t - P_t)^2]$ . <sup>e</sup>  $U = WMQF/WMQF_{naive}$ . Bei der Berechnung von  $WMQF_{naive}$  wurde als Prognosewert die amtliche Veränderungsrate des realen BIP aus dem jeweiligen Vorjahr eingestellt. <sup>f</sup>  $\sigma$  bezeichnet die Standardabweichung der amtlichen Veränderungsrate des realen BIP.

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

lich höhere BIP-Volatilität zurückgeht. Bereinigt man das Fehlermaß *WMQF* um diesen Effekt, indem durch die Standardabweichung  $\sigma$  der amtlichen Veränderungsrate des BIP im jeweiligen Untersuchungszeitraum dividiert wird, so signalisiert das standardisierte Fehlermaß  $WMQF/\sigma$  keine Abnahme der Prognosegüte, sondern eine Verbesserung.<sup>3</sup> Dies wird durch das Theil'sche Fehlermaß *U* gestützt, das für den Teilzeitraum 2005 bis 2017 ebenfalls niedriger ist als im Teilzeitraum 1992 bis 2004 (vgl. Tab. 2).

Mit Hilfe statistischer Tests kann ermittelt werden, ob 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 2017 *nicht signifikant von null* verschieden ist. Hierzu wurde die Gleichung  $R_t - P_t = \mu + u_t$  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 2017 war offenkundig zu wenig »optimistisch« gewesen. Im Dezember 2016 war eine Zuwachsrate in Höhe von 1,5% prognostiziert worden, die erste vorläufige amtliche BIP-Schätzung für das Jahr 2017 beläuft sich auf 2,2%. Die in der Risikoansprache aufgeführten weltwirtschaftlichen Prognoserisiken »nach unten« hatten sich entweder nicht materialisiert oder aber ihre wirtschaftlichen Auswirkungen waren deutlich geringer gewesen als vorhergesehen. Zudem gab es expansiv wirkende Sondereffekte. Was die längerfristige Prognosebilanz des ifo

<sup>3</sup> Die Standardabweichung  $\sigma$  stellt in diesem Kontext eine Kennziffer für die Schwierigkeit dar, das reale BIP zu prognostizieren. Zudem entspricht  $\sigma$  dem Fehlermaß *WMQF* von *naiven* BIP-Prognosen, bei denen die *durchschnittliche* BIP-Rate im Beobachtungszeitraum eingestellt wird. Damit kann  $WMQF/\sigma$  als ein spezieller Theil'scher Ungleichheitskoeffizient interpretiert werden (vgl. McNees 1988).

Tab. 3  
**Ausgewählte Tests zur Güte der BIP-Prognose<sup>a</sup>**

Nullhypothese	Teststatistik (t-Wert bzw. F-Wert) / p-Wert
Der Prognosefehler ist im Mittel null	- 0,878 / 0,388
Die Prognosefehler sind nicht autokorreliert	1,463 / 0,239

<sup>a</sup> 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 2017.

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

Instituts anbetrifft, so zeigt sich, dass die Prognosen für das reale Bruttoinlandsprodukt im Zeitraum 1992 bis 2017 unverzerrt sind, zudem sind sie effizient. Darüber hinaus hat sich die Güte der BIP-Prognosen 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).

Seit einigen Jahren veröffentlicht das ifo Institut überdies gesonderte Konten für die fünf institutionellen Sektoren *gesamte Volkswirtschaft, Kapitalgesellschaften, Staat, private Haushalte* (einschließlich privater Organisationen ohne Erwerbszweck) sowie *übrige Welt*. Die Sektoren werden aus institutionellen Einheiten entsprechend ihren Produktionsschwerpunkten gebildet. Die Sektorrechnung beginnt mit einem Überblick über die Verteilung der von den Sektoren im Zuge der Produktionstätigkeit empfangenen Primäreinkommen dargestellt (Arbeitnehmerentgelte, Unternehmens- und Vermögenseinkommen, Produktions- und Importabgaben abzüglich der Subventionen). Das verfügbare Einkommen der Sektoren folgt aus der Umverteilung der Primäreinkommen über die Lohn- und Einkommensteuer, über Sozialbeiträge, monetäre Transfers sowie sonstige laufende Übertragungen. Anschließend wird die Verwendung der verfügbaren Einkommen für Konsum und Sparen dargestellt, wobei auch die betrieblichen Versorgungsansprüche der privaten Haushalte gegenüber den Kapitalgesellschaften berücksichtigt werden. Betriebliche Versorgungsansprüche sind nicht Bestandteil des verfügbaren Einkommens der privaten

Haushalte, gehören aber zu deren Sparen. Die Veränderung des Reinvermögens eines Sektors ergibt sich aus dem Sparen und den per saldo empfangenen Vermögenstransfers. Die Sachvermögensbildung umfasst die Nettoinvestitionen (Bruttoinvestitionen abzüglich Abschreibungen) und den Nettozugang an nichtproduzierten Vermögensgütern. Die sektoralen Finanzierungssalden zeigen schließlich, in welchem Umfang Finanzierungsmittel von einem Sektor zur Verfügung gestellt werden (sektoraler Finanzierungsüberschuss) oder in welchem Umfang eine Neuverschuldung gegenüber anderen Sektoren eingegangen wird (sektorales Finanzierungsdefizit). Der gesamtwirtschaftliche Finanzierungssaldo zeigt die Veränderung des Geldvermögens gegenüber dem Ausland an; er ist weitgehend gleich dem Saldo der Leistungsbilanz.

Die Sektorkonten vermitteln in ihrer Gesamtheit einen systematischen Überblick über die wichtigsten, in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen erfassten wirtschaftlichen Tätigkeiten und sind eng verzahnt mit der Verwendungs- und Verteilungsseite des Bruttoinlandsprodukts. Für den Prognosezeitraum werden viele Positionen des Rechenwerks der klassischen BIP-Prognose entnommen, hinzukommen zahlreiche ergänzende Zuschätzungen sowie residual im Einkommenskreislauf bestimmte Positionen. Die sektorale Darstellung der Prognose eröffnet weitere Möglichkeiten der Plausibilitäts- und Konsistenzprüfung (vgl. Carstensen et al. 2010, S. 65).

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 Weltkonjunktur und Welthandel, Rohstoffpreisen und Wechselkursen sowie die Geldpolitik der Europäischen Zentralbank. Zu den binnenwirtschaftlichen Rahmenbedingungen gehören die Annahmen über den Kurs der Wirtschafts- und Finanzpolitik. Ändern sich wichtige 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 Veränderungsrate 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 Prognosefehler auch daraus resultieren, dass Projektionen im Gefolge ihrer Rezeption durch die Marktakteure 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 Oskar Morgenstern, Mitbegründer der modernen Spieltheorie, bereits 1924 zu dem Schluss gekommen, dass zutreffende Prognosen »mit den Mitteln der ökonomischen Theorie und Statistik aus sachlichen Gründen grundsätzlich unmöglich« sind (vgl. Morgenstern 1928). Grunberg und Modigliani (1954) zeigten allerdings in einem Existenzbeweis, dass es fehlerfreie Wirtschaftsprognosen auch in einem von Rückkopplungseffekten beeinflussten Marktumfeld geben kann. 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), 1–13.
- Carstensen, K., St. Henzel, J. Mayr und K. Wohlrabe (2009), »IFOCAST: Methoden der Ifo Kurzfristprognose«, *ifo Schnelldienst* 62(23), 15–28.
- Carstensen, K., W. Nierhaus, K. Abberger, T.O. Berg, T. Buchen, Chr. Breuer, St. Elstner, Chr. Grimme, St. Henzel, N. Hristov, M. Kleemann, J. Mayr, W. Meister, G. Paula, J. Plenck, K. Wohlrabe und T. Wollmershäuser (2010), »Ifo Konjunkturprognose 2011: Aufschwung setzt sich verlangsamt fort«, *ifo Schnelldienst* 63(24), 18–68.
- 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. (1999), »Aus dem Instrumentenkasten der Konjunkturana- lyse: Veränderungsdaten im Vergleich«, *ifo Schnelldienst* 52(2), 11–19.

Nierhaus, W. (2017), »Wirtschaftskonjunktur 2016: Prognose und Wirklich- keit«, *ifo Schnelldienst* 70(3), 72–78.

Statistisches Bundesamt (2017a), »Anpassungen beim Produktionsindex für das Bauhauptgewerbe«, Wiesbaden, verfügbar unter: [https://www.destatis.de/DE/ZahlenFakten/Wirtschaftsbereiche/IndustrieVerarbeitendesGewerbe/Methoden/AnpassungProduktionBaugewerbe.pdf?\\_\\_blob=publicationFile](https://www.destatis.de/DE/ZahlenFakten/Wirtschaftsbereiche/IndustrieVerarbeitendesGewerbe/Methoden/AnpassungProduktionBaugewerbe.pdf?__blob=publicationFile).

Statistisches Bundesamt (2017b), »Bruttoinlandsprodukt 2017 für Deutschland«, Begleitmaterial zur Pressekonferenz am 12. Januar 2017, Wiesbaden.

Weichselberger, A. (2017), »Deutsche Industrie: Erhöhte Investitionsbereit- schaft 2017«, *ifo Schnelldienst* 70(17), 45–49.

Wollmershäuser, T., S. Delrio, C. Fuest, M. Göttert, Chr. Grimme, C. Krolage, St. Lautenbacher, R. Lehmann, W. Nierhaus, A. Peichl, M. Reif, R. Šauer, F. Schröter, T. Schuler, M. Stöckli, K. Wohlrabe, A. Wolf und Chr. Zeiner (2017b), »ifo Konjunkturprognose 2017–2019: Deutsche Wirt- schaft auf dem Weg in die Hochkonjunktur«, *ifo Schnelldienst* 70 (24), 28–81.

Wollmershäuser, T., W. Nierhaus, N. Hristov, D. Boumans, J. Garnitz, M. Göttert, Chr. Grimme, St. Lautenbacher, R. Lehmann, W. Meister, M. Reif, F. Schröter, A. Steiner, M. Stöckli, K. Wohlrabe und A. Wolf (2016), »ifo Kon- junkturprognose 2016–2018: Robuste deutsche Konjunktur vor einem Jahr ungewisser internationaler Wirtschaftspolitik«, *ifo Schnelldienst* 69(24), 28–73.

Wollmershäuser, T., W. Nierhaus, N. Hristov, D. Boumans, M. Göttert, Chr. Grimme, St. Lautenbacher, R. Lehmann, W. Meister, A. Peichl, M. Reif, F. Schröter, T. Schuler, M. Stöckli, K. Wohlrabe, A. Wolf und Chr. Zeiner (2017a), »ifo Konjunkturprognose 2017/2018: Deutsche Wirtschaft stark und stabil«, *ifo Schnelldienst* 70(12), 30–83.

Wollmershäuser, T., S. Delrio, C. Fuest, M. Göttert, Chr. Grimme, C. Krolage, St. Lautenbacher, R. Lehmann, W. Nierhaus, A. Peichl, M. Reif, R. Šauer, F. Schröter, T. Schuler, M. Stöckli, K. Wohlrabe, A. Wolf und Chr. Zeiner (2017b), »ifo Konjunkturprognose 2017–2019: Deutsche Wirt- schaft auf dem Weg in die Hochkonjunktur«, *ifo Schnelldienst* 70 (24), 28–81.