

Nierhaus, Wolfgang

Article

Wirtschaftskonjunktur 2019: 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 (2020) : Wirtschaftskonjunktur 2019: Prognose und Wirklichkeit, ifo Schnelldienst, ISSN 0018-974X, ifo Institut – Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung an der Universität München, München, Vol. 73, Iss. 01, pp. 51-57

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/216122>

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 2019: Prognose und Wirklichkeit

Das ifo Institut beleuchtet seit Jahren kritisch die Güte der eigenen Konjunkturprognosen, die jeweils im Dezember eines Jahres t für das darauffolgende Kalenderjahr $t + 1$ abgegeben werden (vgl. Nierhaus 2019).¹ Unter Einschluss der zum Prognosezeitpunkt noch unbekanntem amtlichen Ergebnisse für das jeweilige Jahresendquartal umfasst der Prognosezeitraum damit fünf Quartale. Im folgenden Beitrag wird die ifo Prognose vom Dezember 2018 für das Jahr 2019 vor dem Hintergrund der am 15. Januar 2020 veröffentlichten amtlichen Ergebnisse der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen diskutiert. Zudem wird auf die Prognosequalität des Instituts im langjährigen Durchschnitt eingegangen.

Die Wirtschaftsentwicklung in Deutschland im Jahr 2019 verlief zögerlicher, als in der ifo Dezemberprognose 2018 vorausgeschätzt worden war. In der damaligen Prognose des ifo Instituts hatte es unter dem Titel »Deutsche Konjunktur kühlt sich ab« geheißen:

»Schon seit Jahresbeginn haben die Industrieunternehmen ihre Produktion nicht mehr ausweitete. Ein Teil der Schwäche kann durch angebotsseitige Schwierigkeiten erklärt werden. Neben den streik- und krankheitsbedingten Produktionsausfällen in den ersten Monaten des Jahres kamen im Sommer gravierende Probleme der deutschen Automobilindustrie mit der Zertifizierung von Neuwagen nach dem neuen Abgastestverfahren WLTP hinzu, die maßgeblich für den Rückgang der gesamtwirtschaftlichen Produktion im dritten Quartal um 0,2% waren. Aber auch die hohe gesamtwirtschaftliche Kapazitätsauslastung, die von einer ausgeprägten Knappheit an Arbeitskräften und Verzögerungen bei den Lieferketten begleitet wurde, stand einer kräftigeren Ausweitung der Produktion entgegen, die bei dem zu Jahresbeginn noch hohen Auftragsbestand der deutschen Industrie zu erwarten gewesen wäre.

Allerdings legt die Gesamtschau der Konjunkturindikatoren nahe, dass sich im Jahresverlauf auch die Nachfrage nach deutschen Produkten verringert hat. So sind die Neuaufträge im Verarbeitenden Gewerbe, sowohl aus dem In- als auch aus dem Ausland, in allen drei Quartalen des Jahres gesunken. Auch die Ausfuhr von Industrieprodukten hat zusammengenommen allenfalls stagniert. Sinkende

Exportwartungen und ein rückläufiges Exportklima deuten darauf hin, dass sich die Konjunktur in den deutschen Auslandsmärkten insbesondere im Vergleich zum Boomjahr 2017 deutlich abgeschwächt hat. Hinweise darauf, dass sich der von den USA ausgehende Handelskonflikt negativ auf die deutschen Exporte auswirkt, gibt es allerdings bislang nicht, da für die Exportschwäche vorwiegend die europäischen Absatzmärkte verantwortlich sind. ...

Im kommenden Jahr dürfte das Bruttoinlandsprodukt zunächst mit etwas stärkeren Raten expandieren. Besonders die Umsetzung von im Koalitionsvertrag vereinbarten Maßnahmen dürften den öffentlichen und den privaten Verbrauch stimulieren. Die Industrie wird im weiteren Verlauf voraussichtlich keinen überdurchschnittlichen Impuls für die deutsche Konjunktur liefern, da die ausländischen Absatzmärkte im Prognosezeitraum langsam an Schwung verlieren. Dazu dürften die vielfältigen wirtschaftspolitischen Konflikte beigetragen haben, die die Stimmung weltweit eintrüben und die Unsicherheit steigen ließen. Damit hat die deutsche Wirtschaft die Hochkonjunktur, in die sie eine kräftige expandierende Weltwirtschaft im vergangenen Jahr gebracht hat, hinter sich gelassen und ist in eine Phase der Abkühlung eingetreten. Eine Rezession ist jedoch nicht in Sicht, da die binnenkonjunkturellen Kräfte weiterhin in Takt scheinen. Getragen wird die Expansion durch die anhaltend gute Konjunktur im Baugewerbe und den Konsumausgaben der privaten Haushalte, die weiterhin von der sehr guten Arbeitsmarktlage, den expandierenden Realeinkommen und den vorteilhaften Finanzierungsbedingungen profitieren« (Wollmershäuser et al. 2018, S. 42–43; S. 46–47).

¹ Auf unterjährige Prognosefehler und Prognoseanpassungen wird in den turnusmäßigen Konjunkturprognosen des ifo Instituts eingegangen.

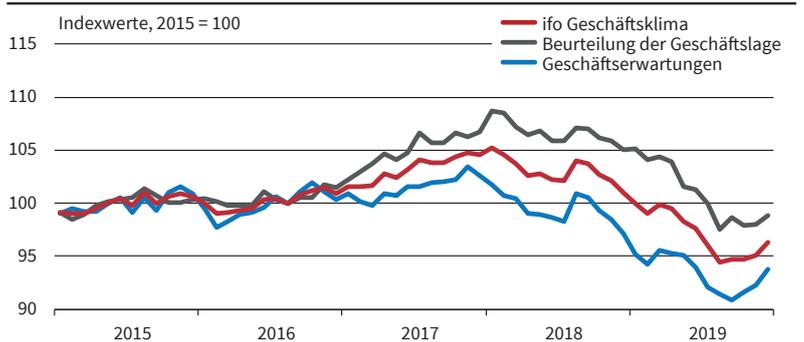
Bei der Prognose wurden die Abwärtsrisiken für die konjunkturelle Entwicklung in Deutschland größer als die Aufwärtsschancen eingeschätzt (vgl. Wollmershäuser et al. 2018, S. 35–36; S. 51). So hätten die USA inzwischen Zölle auf eine Vielzahl von Importen verhängt, gefolgt von Gegenmaßnahmen seitens China und der EU. Insgesamt sei nicht abzusehen, in welche Richtung sich der Handelsstreit entwickelt. Bei einer Eskalation dürften der weltweite Warenaustausch und die gesamtwirtschaftliche Produktion einen erheblichen Dämpfer erleiden.

Als Folge des Handelsstreits könne es auch über höhere Importpreise zu einem schnelleren Anstieg der Inflationsraten kommen. Notenbanken könnten sich gezwungen sehen, einen restriktiveren Kurs in einer Zeit einzuschlagen, die durch eine Abschwächung der gesamtwirtschaftlichen Aktivität gekennzeichnet sei. Sollten die Notenbanken in den fortgeschrittenen Volkswirtschaften deutlich restriktivere Maßnahmen ergreifen als erwartet, so könne es erneut zu Kapitalabflüssen aus Schwellenländern kommen. Die Notenbanken müssten ebenfalls einen restriktiveren Kurs einschlagen, sollten sich höhere Ölpreisnotierungen über Zweitrundeneffekte auf die Verbraucherpreise niederschlagen. Ein angebotsseitiger Ölpreisanstieg könne daraus resultieren, dass die Ausfuhr von Rohöl aus dem Iran aufgrund weiterer Sanktionen deutlich geringer ausfalle. Ungewissheit bestehe auch darüber, in welchem Umfang Saudi-Arabien iranisches Rohöl am Weltmarkt ersetzen könne.

Ein »harter« Brexit wäre nach Einschätzung des ifo Instituts ein besonderes Risiko für die Konjunktur im Vereinigten Königreich und im Euroraum. Mit der Verschiebung der Abstimmung hätten sich die Wahrscheinlichkeit eines »harten« Brexit sowie mögliche Verwerfungen im Handel zwischen dem Vereinigten Königreich und der EU wieder deutlich erhöht. Sollte es zu einem ungeordneten Ausscheiden kommen, so dürfte die Wiedereinführung von Grenzkontrollen und Zöllen gravierende Folgen für die britische Konjunktur und damit auch für den Euroraum haben. Internationale Produktions- und Lieferketten würden beeinträchtigt werden, was zu Verwerfungen und einem Einbruch der Industrieproduktion im Euroraum führen würde.

Ein zusätzliches Risiko für die konjunkturelle Entwicklung im Euroraum stellten überdies die hohen Risikoaufschläge auf italienische Staatsanleihen, dar. Sollten der Haushaltsstreit zwischen Italien und der Europäischen Kommission eskalieren und sich die Risikoaufschläge nicht zurückbilden, könnte die

Abb. 1
ifo Geschäftsklima Deutschland^a
Saisonbereinigt



^a Verarbeitendes Gewerbe, Dienstleistungssektor, Handel und Bauhauptgewerbe.
Quelle: ifo Konjunkturumfragen, Dezember 2019.

© ifo Institut

Zahlungsfähigkeit des hoch verschuldeten italienischen Staates in Frage gestellt werden. Da italienische Staatsanleihen nicht nur von italienischen Banken, sondern auch von Banken außerhalb Italiens gehalten werden, könnte ein weiterer Kursverlust bei italienischen Wertpapieren auch Finanzinstitute in anderen Mitgliedstaaten des Euroraums in Mitleidenschaft ziehen.

Binnenwirtschaftliche Risiken für die Prognose ergäben sich schließlich aus den Unsicherheiten über die weitere Entwicklung der deutschen Automobilindustrie. Sollte die beobachtete internationale Nachfrageschwäche erst der Anfang einer dauerhaft niedrigeren Nachfrage nach deutschen Automobilen sein, bestünde die Gefahr weiterer Abwärtskorrekturen.

Bereits sehr frühzeitig hatte der wichtigste Frühindikator für die deutsche Wirtschaft, das ifo Geschäftsklima², die Abkühlung der signalisiert (vgl. Abb. 1). 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 bereits in vielen Monaten des Jahres 2018 auf rot. Die Wahrscheinlichkeit für eine expansive Wirtschaftsentwicklung lag im Dezember 2018 unter der 10-Prozentmarke (vgl. Abb. 2).

Insgesamt sollte das Anstiegstempo des preisbereinigten Bruttoinlandsprodukts in jahresdurchschnittlicher Betrachtung von 1,5% im Jahr 2018 auf 1,1% im Jahr 2019 zurückgehen. Zur Verringerung des jahresdurchschnittlichen Wachstumstempos trug maßgeblich die absehbar schwache Entwicklung im vierten Quartal 2018 bei; der statistische Überhang am Jahresende wurde auf 0,2% veranschlagt.³ Im Jahresverlauf 2019 sollte die gesamtwirtschaftliche

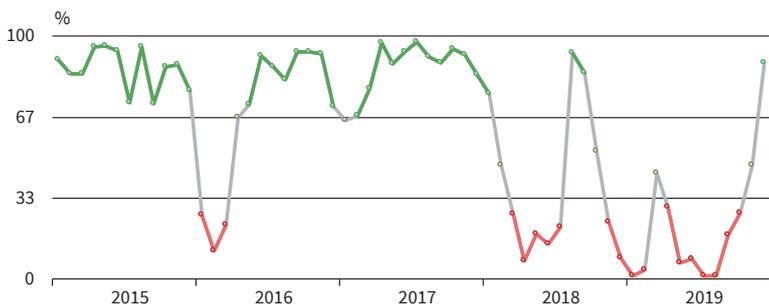
² Im ifo Geschäftsklima Deutschland ist das Verarbeitende Gewerbe, das Bauhauptgewerbe, der Handel und der Dienstleistungssektor enthalten (vgl. Sauer und Wohlrabe 2018).

³ 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. Mit Hilfe des Überhangs kann die Jahresdurchschnittsrate für ein Jahr t zur Jahresverlaufsrate in Beziehung gesetzt werden. Approximativ gilt: Jahresdurchschnittsrate (t) \approx Überhang ($t - 1$) + 0,5 \cdot Jahresverlaufsrate (t) (vgl. Nierhaus 1999, S. 16).

Abb. 2

ifo Konjunkturampel Deutschland

Monatliche Wahrscheinlichkeit für eine expansive Wirtschaftsentwicklung^a



^a Grün = hoch, gelb = mittel, rot = niedrig. Berechnet auf Basis der monatlichen Änderungen des ifo Geschäftsklimaindex Deutschland.

Quelle: ifo Konjunkturumfragen, Dezember 2019.

© ifo Institut

Produktion um 1,5% zulegen. Die zeitgleich veröffentlichte Intervallprognose für die Rate des realen Bruttoinlandsprodukts im Jahresdurchschnitt 2019 reichte bei einer Vertrauenswahrscheinlichkeit von 68% von 0,1% bis 2,1%.

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 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 15. Januar 2020 vom Statistischen Bundesamt veröffentlichten Ergebnissen hat das reale BIP im Jahresdurchschnitt 2019 lediglich um 0,6% zugenommen (vgl. Abb. 3) (vgl. Statistisches Bundesamt 2020). Für die Veränderung der saison- und kalenderbereinigten Produktion im Jahresverlauf 2019 ergibt sich ebenfalls eine Rate von 0,6%. Die im Dezember 2018 abgegebene Prognose des ifo Instituts hinsichtlich des Wirtschaftswachstums im Jahr 2019 war also eindeutig zu »optimistisch« gewesen.

Da der statistische Übergang am Jahresende 2018 nach heutiger amtlichen Da-

tenlage zutreffend vorausgeschätzt worden war, ist der jahresdurchschnittliche Prognosefehler für 2019 allein durch die zu hoch eingeschätzte Dynamik im unterjährigen konjunkturellen Profil zu erklären. Zwar war die vergleichsweise hohe Zuwachsrate der gesamtwirtschaftlichen Produktion im ersten Quartal 2019 nahezu getroffen worden, im anschließenden Sommerhalbjahr fielen aber die Vierteljahresraten deutlich schwächer aus, als

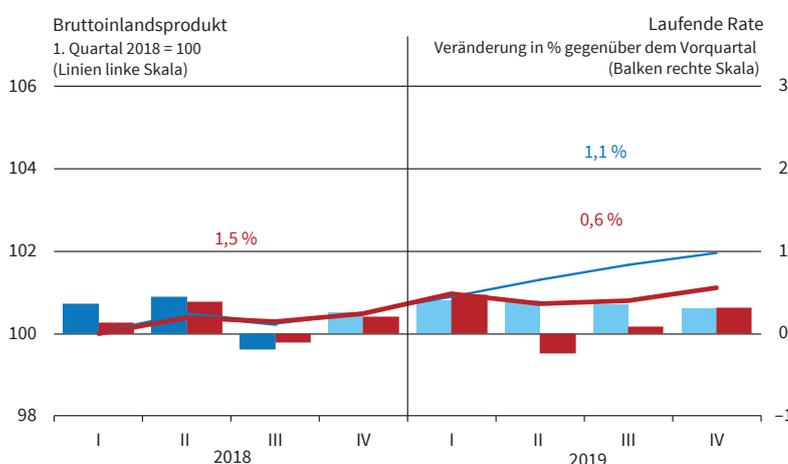
im Dezember 2018 vom veranschlagt worden war. Im zweiten Quartal 2019 kam es zu einem leichten Rückgang des realen Bruttoinlandsprodukts, danach ist es nur geringfügig gestiegen.

Maßgeblich für die enttäuschende Entwicklung war, dass sich einmal die in der Risikoansprache aufgeführten abwärts gerichteten weltwirtschaftlichen Prognoserisiken zum Teil realisiert haben, zudem ist es binnenwirtschaftlich zu einem negativen Technologieschock gekommen. Die Produktion im Kraftfahrzeugbau, die bereits im Jahr 2018 im Zusammenhang mit der Einführung der WLTP-Zertifizierung eingebrochen war, ging im Jahr 2019 weiter kräftig zurück. Zwar ist die Produktion auch in den übrigen Industriezweigen gesunken. Allerdings fiel der Rückgang dort wesentlich geringer aus. Der Kraftfahrzeugbau spielt für die gesamtwirtschaftliche Entwicklung in Deutschland eine große Rolle. Sein Anteil an der gesamten Bruttowertschöpfung beträgt 5%, 3% der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigten sind im

Abb. 3

Reales Bruttoinlandsprodukt in Deutschland

Saison- und kalenderbereinigter Verlauf



ifo Prognose im Dezember 2018 für das Jahr 2019

Ergebnisse im Januar 2020 für das Jahr 2019^a

^a Ergebnisse für 2018 und Jahresergebnis 2019: Statistisches Bundesamt. Vierteljahresergebnisse für 2019: Schätzungen des ifo Instituts.

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

© ifo Institut

Kraftfahrzeugbau tätig, und 17% der deutschen Warenexporte stammen aus diesem Wirtschaftszweig.

Eine Ursache für den Produktionseinbruch im Kraftfahrzeugbau ist die rückläufige Nachfrage nach Pkw. Seit Mitte 2018 schrumpfen die Neuzulassungen weltweit, nachdem sie in den Jahren zuvor kontinuierlich gestiegen waren. Hinzu kommt, dass der technologische Wandel, der mit dem Übergang zur Elektromobilität einhergeht, sich nicht nur auf der Nachfrageseite niederschlägt, sondern auch mit einer fundamentalen Neuausrichtung bestehender Wertschöpfungsketten einhergeht. Schließlich hat gedämpft, dass deutsche Automobilhersteller ihre Produktion verstärkt in andere EU-Staaten verschoben haben (vgl. Wollmershäuser et al. 2019, S. 47–53).

Eine ergänzende Analyse erlaubt die Gegenüberstellung der Soll-Ist-Entwicklung nach den Hauptverwendungskomponenten des realen Bruttoinlandsprodukts. Der ifo Winterprognose 2018 zufolge sollte die inländische Verwendung vor dem Hintergrund kräftiger fiskalischer Impulse der Motor für die Wirtschaftskonjunktur im Jahr 2019 bleiben. Der Außenhandel würde hingegen einen negativen Beitrag auf das jahresdurchschnittliche BIP-Wachstum liefern. Zwar würden die Exporte spürbar anziehen, weit stärker allerdings noch die Importe im Sog der guten Binnenkonjunktur.

Dieses Prognoseszenario ist vollumfänglich eingetreten (vgl. Tab. 1). Wie vorhergesehen, war die Binnenwirtschaft der ausschlaggebende Konjunkturmotor, die retardierenden außenwirtschaftlichen Impulse fielen sogar noch etwas stärker aus als erwartet. So haben die Verschärfung der handels-

politischen Konflikte, die anhaltende Unsicherheit über die Modalitäten eines Brexit und die gravierenden Probleme im industriellen Kern der deutschen Wirtschaft den Handel gedämpft. Die Ausfuhren sind im Jahresdurchschnitt 2019 mit 0,9% deutlich schwächer gestiegen, als im Dezember 2018 veranschlagt worden war (3,0%); auch die Einfuhren expandierten mit 1,9% deutlich langsamer als vorausgeschätzt (4,1%). Obwohl der Anstieg der Exporte in etwas geringerem Maße überschätzt wurde als die Zunahme der Importe, fiel der Veränderungsbeitrag des Außenhandels zum BIP im Jahr 2019 um 0,1 Prozentpunkte niedriger aus, als in der Winterprognose 2018 veranschlagt worden war (vgl. Tab. 1).

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 2019. 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 Folgejahrs, 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. 4).

Es zeigt sich, dass für immerhin 14 der insgesamt 28 betrachteten Jahre der Prognosefehler dem Betrag nach kleiner ist als ein halber Prozentpunkt, für vier Jahre (1992, 1998, 2004, und 2015) ist er ge-

Tab. 1
Prognosen und Prognosefehler für das Jahr 2019
 Verwendung des realen Bruttoinlandsprodukts^a

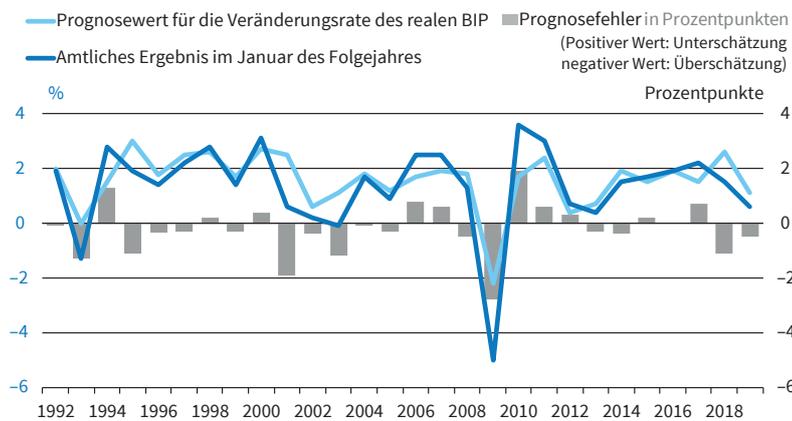
	ifo Winterprognose 2018		Statistisches Bundesamt ^b		Prognosefehler für 2019	
	Prognosewerte für 2019		Istwerte für 2019		Differenz der Wachstumsraten bzw. -beiträge	
	Veränderung in % gegenüber Vorjahr (1)	Wachstumsbeitrag in Prozentpunkten ^c (2)	Veränderung in % gegenüber Vorjahr (3)	Wachstumsbeitrag in Prozentpunkten ^c (4)	Spalte (3) abzüglich Spalte (1) (5)	Spalte (4) abzüglich Spalte (2) (6)
Inlandsnachfrage	1,5	1,4	1,0	1,0	- 0,5	- 0,4
Privater Konsum	1,2	0,6	1,6	0,8	0,4	0,2
Staatlicher Konsum	2,1	0,4	2,5	0,5	0,4	0,1
Ausrüstungen	2,2	0,1	0,4	0,0	- 1,8	- 0,1
Bauten	3,1	0,3	3,8	0,4	0,7	0,1
Sonstige Anlageinvestitionen	2,1	0,1	2,7	0,1	0,6	0,0
Vorratsveränderungen	-	- 0,2	-	- 0,9	-	- 0,7
Außenbeitrag	-	- 0,3	-	- 0,4	-	- 0,1
Ausfuhr	3,0	1,4	0,9	0,4	- 2,1	- 1,0
Einfuhr	4,1	- 1,7	1,9	- 0,8	- 2,2	0,9
Bruttoinlandsprodukt	1,1	1,1	0,6	0,6	- 0,5	- 0,5

^{a)} In Preisen des Vorjahrs. ^{b)} Erste Ergebnisse der Inlandsproduktsberechnung (Januar 2020). ^{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.

Abb. 4

Prognosen und Prognosefehler für das reale Bruttoinlandsprodukt 1992–2019



Quelle: Statistisches Bundesamt; Berechnungen des ifo Instituts.

© ifo Institut

ringer als ein Viertel Prozentpunkt. Für das Jahr 2016 war der Fehler sogar exakt null. Der durchschnittliche Prognosefehler (*MF*) ist mit $-0,21$ Prozentpunkten leicht negativ, d.h., im Mittel wurde die jährliche BIP-Rate im Zeitraum 1992 bis 2019 geringfügig überschätzt.

Allerdings können sich bei diesem Prüfmaß, das auf die Verzerrung (*Bias*) von Prognosen abstellt, positive und negative Abweichungen gegenseitig saldieren. Die Prognosequalität sollte deshalb an den beiden Kennziffern mittlerer absoluter Fehler (*MAF*) bzw. Wurzel aus dem mittleren quadratischen Fehler (*WMQF*) festgemacht werden. Je kleiner die entsprechenden Werte sind, umso besser ist die Prog-

nosequalität. 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 $0,96$ (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 $0,39$, was zeigt, dass die ifo Prognosen im betrachteten Zeitraum erheblich besser waren als ein Schätzansatz, bei dem lediglich die Vorjahresrate des realen BIP 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 2006 bis 2019 der *mittlere Prognosefehler* nahezu null beträgt, d.h., im Schnitt wurde die jährliche BIP-Rate nahezu getroffen. Der mittlere absolute Prognosefehler ist dagegen höher als im Teilzeitraum 1992 bis 2005, dies gilt auch für die Wurzel aus dem mittleren quadratischen Prognosefehler (*WMQF*). Eine auf 1 normierte Zerlegung des mittleren quadratischen Prognosefehlers (*MQF*) in die drei Beiträge *Bias*, *Varianz* und *Kovarianz*⁴ zeigt, dass die an Hand von *WMQF*

Tab. 2

Ausgewählte statistische Maße für die Güte der BIP-Prognose^a

	Zeitraum 1992 bis 2019	Zeitraum 1992 bis 2005	Zeitraum 2006 bis 2019
Mittlerer Prognosefehler (<i>BIAS</i>) ^b <i>MF</i>	-0,21	-0,39	-0,04
Mittlerer absoluter Prognosefehler ^c <i>MAF</i>	0,71	0,66	0,76
Wurzel aus dem mittleren quadratischen Prognosefehler ^d <i>WMQF</i>	0,96	0,86	1,05
nachrichtlich: Komponentenzerlegung des <i>MQF</i>			
- Anteil des <i>BIAS</i>	0,05	0,20	0,00
- Anteil der <i>Varianz</i>	0,38	0,15	0,56
- Anteil der <i>Kovarianz</i>	0,58	0,64	0,44
Theil'scher Ungleichheitskoeffizient ^e <i>U</i>	0,39	0,48	0,35
nachrichtlich: Standardisierte Wurzel aus dem mittleren quadratischen Prognosefehler ^f <i>WMQF/σ</i>	0,59	0,72	0,53

^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.

nosequalität. 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 $0,96$ (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 $0,39$, was zeigt, dass die ifo Prognosen im betrachteten Zeitraum erheblich besser waren als ein Schätzansatz, bei dem lediglich die Vorjahresrate des realen BIP 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 2006 bis 2019 der *mittlere Prognosefehler* nahezu null beträgt, d.h., im Schnitt wurde die jährliche BIP-Rate nahezu getroffen. Der mittlere absolute Prognosefehler ist dagegen höher als im Teilzeitraum 1992 bis 2005, dies gilt auch für die Wurzel aus dem mittleren quadratischen Prognosefehler (*WMQF*). Eine auf 1 normierte Zerlegung des mittleren quadratischen Prognosefehlers (*MQF*) in die drei Beiträge *Bias*, *Varianz* und *Kovarianz*⁴ zeigt, dass die an Hand von *WMQF*

⁴ Der Beitrag des Bias gibt an, wie stark der Mittelwert der Prognosen vom Mittelwert der amtlichen Zeitreihe abweicht, analog ist der Beitrag der *Varianz* zu interpretieren. Der Beitrag der *Kovarianz* ist ein Maß für den unsystematischen Prognosefehler. Bei guten Prognosen sollten die Beiträge des *Bias* und der *Varianz* möglichst klein sein; d.h., der unsystematische *Kovarianzbeitrag* sollte nahe 1 liegen.

Tab. 3

Ausgewählte statistische Tests zur Güte der BIP-Prognose^a

Nullhypothese	Teststatistik (t-Wert bzw. F-Wert) / p-Wert
Der Prognosefehler ist im Mittel null	- 1,180 / 0,249
Die Prognosefehler sind nicht autokorreliert	1,725 / 0,201

^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 2019.

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

gemessene Verschlechterung der Prognosequalität für die Jahre 2006 bis 2019 auf die in diesem Zeitraum deutlich höhere BIP-Volatilität zurückgeht. Bereinigt man das Fehlermaß $WMQF$ um diesen Effekt, indem durch die Standardabweichung σ der amtlichen Veränderungsraten des BIP im jeweiligen Untersuchungszeitraum dividiert wird, so signalisiert das standardisierte Fehlermaß $WMQF/\sigma$ keine Abnahme der Prognosegüte, sondern eine Verbesserung.⁵ Dies wird durch das Theil'sche Fehlermaß U gestützt, das für den Teilzeitraum 2006 bis 2019 ebenfalls niedriger ist als im Teilzeitraum 1992 bis 2005 (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 2019 *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 Testergebnisse im Detail.

FAZIT

Die Winterprognose 2018 des ifo Instituts für die jahresdurchschnittliche Veränderungsrate des realen Bruttoinlandsprodukts 2019 war »zu optimistisch« gewesen. Damals war eine Zuwachsrate in Höhe von 1,1% prognostiziert worden; das vorläufige Ergebnis des Statistischen Bundesamts vom 15. Januar 2020 für das Jahr 2019 beläuft sich lediglich auf

⁵ 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 $WMQF/\sigma$ als ein spezieller Theil'scher Ungleichheitskoeffizient interpretiert werden (vgl. McNees 1988).

0,6%.⁶ Nichtsdestoweniger ist die ifo Winterprognose zum Zeitpunkt ihrer Veröffentlichung am 13. Dezember 2018 die dem heutigen amtlichen Rechenstand wohl am nächsten kommende Vorausschätzung gewesen. Zum Vergleich wurde das Prognosepanel des Internetportals *WirtschaftsWunder* benutzt (vgl. Fricke 2019). Dieses Portal erfasst jährlich etwa 50 Konjunkturprognosen, die von Forschungsinstituten, Banken, internationalen Organisationen, der Bundesregierung und der Deutschen Bundesbank überwiegend gegen Jahresende für das jeweilige Folgejahr abgegeben werden. Im Mittel lagen Ende 2018 die BIP-Schätzungen dieses Expertenzirkels für das Jahr 2019 bei knapp 1,5%. Die höchste prognostizierte BIP-Rate im Panel betrug 1,9%, was der Schätzung der Herbstdiagnose der Forschungsinstitute entsprach, die aber bereits im September 2018 erstellt worden war und damit auf der Basis eines weniger umfassenden Informationsstands.

Maßgeblich für die Beurteilung der Prognosequalität ist aber die langfristige Prognosebilanz. Hier zeigt sich, dass im Zeitraum 1992 bis 2019 die Prognosen des ifo Instituts für das reale Bruttoinlandsprodukt unverzerrt sind, zudem sind sie effizient. Darüber hinaus hat sich die Güte der BIP-Prognosen in den vergangenen Jahren 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) (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 etlichen Jahren berechnet 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 Sektorkonten vermitteln einen systematischen Überblick über die wichtigsten, in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen erfassten wirtschaftlichen Tätigkeiten und sind eng mit der Verwendungs- und Verteilungsseite des Bruttoinlandsprodukts verzahnt. Für den Prognosezeitraum werden viele Positionen der Sektorenrechnung der klassischen BIP-Prognose entnommen, hinzukommen ergänzende Zuschätzungen sowie residual im Einkommenskreislauf bestimmte Positionen. Die sektorale Darstellung eröffnet dem Prognostiker vielfältige

⁶ Der absolute Prognosefehler 2019 ist damit kleiner als der durchschnittliche absolute Prognosefehler, der 0,7 Prozentpunkte im Zeitraum 1992 bis 2019 beträgt (vgl. Tab. 2).

weitere Möglichkeiten der Plausibilitäts- und Konsistenzprüfung (vgl. Carstensen et al. 2010, S. 65).

Schließlich helfen moderne statistische Verfahren bei der Früherkennung von konjunkturellen Wendepunkten. So können mit Hilfe von *Markov-Switching-Modellen* die Änderungen eines Frühindikators in Echtzeit-Wahrscheinlichkeiten für alternative konjunkturelle Regime (etwa Expansion oder Kontraktion) umgesetzt werden (vgl. Hamilton 1989). Befindet sich die Wirtschaft z.B. in einer längeren Expansionsphase, so kann ein Sinken des Frühindikators noch im üblichen Schwankungsbereich liegen und daher im Einklang mit der Phase Expansion stehen. Er kann aber auch einen konjunkturellen Wendepunkt, und damit einen Regimewechsel, anzeigen, nämlich hin zu Kontraktion. Genau für diese Entscheidung können MS-Modelle Hilfestellung leisten.

Bei der Evaluation von Prognosefehlern sollte 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* wird in der heutigen Prognosepraxis 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 stets auch daraus resultieren, dass veröffentlichte Prognosen 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 vermutete Oskar Morgenstern, Mitbegründer der modernen Spieltheorie, dass zutreffende Prognosen »mit den Mitteln der ökonomischen Theorie und Statistik aus sachlichen Gründen grundsätzlich unmöglich« sind (vgl. Morgenstern 1928). Grunberg und Modigliani (1954) vermochten allerdings in einem rigorosen theoretischen Existenzbeweis zu zeigen, dass es zutreffende Wirtschaftsprognosen selbst in einem von Rückkopplungseffekten beeinflussten Marktumfeld gibt. Empirisch ist das Auftreten von feedbackbedingten 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), »IFOCAS: 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.
- Fricke, Th. (2019), »Die besten Wirtschaftsprognosen für 2019 – Wer hatte recht?«, *Spiegel online*, 28. Dezember, verfügbar unter: <https://www.spiegel.de/wirtschaft/wirtschaftsprognosen-fuer-2019-wer-hatte-recht-a-f81388e9-d14-4177-ba4f-507286d3313a>.
- Grunberg, E. und F. Modigliani (1954), »The Predictability of Social Events«, *Journal of Political Economy* 62, 465–478.
- Hamilton, J. (1989), »A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time-Series and the Business Cycle«, *Econometrica* 57(2), 357–384.
- 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, 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 Konjunkturanalyse: Veränderungsraten im Vergleich«, *ifo Schnelldienst* 52(2), 11–19.
- Nierhaus, W. (2019), »Wirtschaftskonjunktur 2018: Prognose und Wirklichkeit«, *ifo Schnelldienst* 72(3), 35–41.
- Sauer, S. und K. Wohlrabe (2018), »Das neue ifo Geschäftsklima Deutschland«, *ifo Schnelldienst* 71(7), 2018, 54–60.
- Statistisches Bundesamt (2020), »Deutsche Wirtschaft ist im Jahr 2019 um 0,6 % gewachsen«, Pressemitteilung, 15. Januar, verfügbar unter: https://www.destatis.de/DE/Presse/Pressemitteilungen/2020/01/PD20_018_811.html.
- Wollmershäuser, T. M. Göttter, Chr. Grimme, C. Krolage, St. Lautenbacher, R. Lehmann, S. Link, W. Nierhaus, A.-Chr. Rathje, M. Reif, R. Sauer, T. Schuler, M. Stöckli, K. Wohlrabe und A. Wolf (2018), »ifo Konjunkturprognose Winter 2018: Deutsche Konjunktur kühlt sich ab«, *ifo Schnelldienst* 71(24), 28–82.
- Wollmershäuser, T., F. Eckert, M. Göttter, Chr. Grimme, C. Krolage, St. Lautenbacher, R. Lehmann, S. Link, H. Mikosch, St. Neuwirth, W. Nierhaus, A.-Chr. Rathje, M. Reif, R. Sauer, M. Stöckli, K. Wohlrabe und A. Wolf (2019), »ifo Konjunkturprognose Winter 2019 – Deutsche Konjunktur stabilisiert sich«, *ifo Schnelldienst* 72(24), 27–89.