



EUROPÄISCHE ZENTRALBANK

EUROSYSTEM

Wirtschaftsbericht

Ausgabe 1 / 2019



Inhalt

Aktuelle wirtschaftliche und monetäre Entwicklungen	3
Zusammenfassung	3
1 Außenwirtschaftliches Umfeld	6
2 Finanzielle Entwicklungen	10
3 Konjunktorentwicklung	13
4 Preise und Kosten	18
5 Geldmengen- und Kreditentwicklung	21
Kästen	26
1 Jüngste Entwicklung der Ölpreise	26
2 Bestimmungsfaktoren und Risiken für die inländische Nachfrage im Euro-Währungsgebiet	32
3 Automatische Auswirkungen veränderter Ölpreisannahmen auf die Projektionen zur HVPI-Inflationsrate für Energie im Euro-Währungsgebiet	39
Aufsätze	44
1 Zwanzig Jahre Survey of Professional Forecasters der EZB	44
2 Fiskalische Ausstrahlungseffekte in einer Währungsunion	73
Statistik	86

Abkürzungen

Länder

BE	Belgien	LU	Luxemburg
BG	Bulgarien	HU	Ungarn
CZ	Tschechische Republik	MT	Malta
DK	Dänemark	NL	Niederlande
DE	Deutschland	AT	Österreich
EE	Estland	PL	Polen
IE	Irland	PT	Portugal
GR	Griechenland	RO	Rumänien
ES	Spanien	SI	Slowenien
FR	Frankreich	SK	Slowakei
HR	Kroatien	FI	Finnland
IT	Italien	SE	Schweden
CY	Zypern	UK	Vereinigtes Königreich
LV	Lettland	JP	Japan
LT	Litauen	US	Vereinigte Staaten
		EA	Euro-Währungsgebiet

Sonstige

AEUV	Vertrag über die Arbeitsweise der Europäischen Union
BIP	Bruttoinlandsprodukt
BIZ	Bank für Internationalen Zahlungsausgleich
BPM6	Balance of Payments Manual des IWF (6. Auflage)
cif	Einschließlich Kosten für Fracht und Versicherung bis zur Grenze des importierenden Landes
EPI	Erzeugerpreisindex
ESVG 2010	Europäisches System Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen 2010
ESZB	Europäisches System der Zentralbanken
EU	Europäische Union
EUR	Euro
EWI	Europäisches Währungsinstitut
EWK	Effektiver Wechselkurs
EZB	Europäische Zentralbank
fob	Frei an Bord an der Grenze des exportierenden Landes
HVPI	Harmonisierter Verbraucherpreisindex
IAO	Internationale Arbeitsorganisation
IWF	Internationaler Währungsfonds
LSK/VG	Lohnstückkosten im verarbeitenden Gewerbe
LSK/GW	Lohnstückkosten in der Gesamtwirtschaft
MFI	Monetäres Finanzinstitut
NACE	Statistische Systematik der Wirtschaftszweige in der Europäischen Union
NZB	Nationale Zentralbank
OECD	Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung
VPI	Verbraucherpreisindex
WWU	Wirtschafts- und Währungsunion

Entsprechend der in der EU angewendeten Praxis werden die EU-Länder im Bericht in der alphabetischen Reihenfolge der Bezeichnung der Länder in den jeweiligen Landessprachen aufgeführt.

Aktuelle wirtschaftliche und monetäre Entwicklungen

Zusammenfassung

Die aktuellen Daten, die seit dem Beschluss des EZB-Rats, den Nettoerwerb von Vermögenswerten im Dezember 2018 zu beenden, verfügbar geworden sind, fallen angesichts einer geringeren Auslandsnachfrage und einiger länder- und sektorspezifischer Faktoren weiterhin schwächer aus als erwartet. Insbesondere belasten anhaltende Unsicherheiten im Zusammenhang mit geopolitischen Faktoren und der Gefahr von Protektionismus das Konjunkturklima.

Das Wachstum im Euroraum und der allmählich zunehmende Inflationsdruck werden unterdessen weiterhin durch die günstigen Finanzierungsbedingungen, die positive Dynamik am Arbeitsmarkt und das höhere Lohnwachstum gestützt. Diese zugrunde liegende Stärke der Wirtschaft nährt das Vertrauen des EZB-Rats in eine fortgesetzte nachhaltige Annäherung der Inflation an ein Niveau von unter, aber nahe 2 % auf mittlere Sicht. Dennoch sind erhebliche geldpolitische Impulse nach wie vor unerlässlich, um den weiteren Aufbau eines binnenwirtschaftlichen Preisdrucks und die Entwicklung der Gesamtinflation mittelfristig zu stützen. Erzielt wird dies durch die Forward Guidance des EZB-Rats im Hinblick auf die Leitzinsen der EZB, untermauert durch die Reinvestitionen des umfangreichen Bestands an erworbenen Vermögenswerten. Der EZB-Rat bestätigte, dass er bereit sei, alle seine Instrumente gegebenenfalls anzupassen, um sicherzustellen, dass sich die Teuerungsrate weiterhin auf nachhaltige Weise dem vom EZB-Rat gesetzten Inflationsziel nähert.

Vor dem Hintergrund geopolitischer Unsicherheiten und Anfälligkeiten in den Schwellenländern hat sich die Dynamik des Weltwirtschaftswachstums zuletzt abgeschwächt. Der Welthandel hat zum Jahresende sein Expansionstempo verringert, da Abwärtsrisiken im Zusammenhang mit ungelösten Handelskonflikten weiterhin im Vordergrund standen und sich das Wachstum in den Schwellenländern verlangsamte. Zwar sind die Finanzierungsbedingungen insgesamt günstig, doch hat die schwächere Wachstumsdynamik der Weltwirtschaft zu einer höheren Volatilität an den Aktienmärkten geführt. In China wurde die Geldpolitik aufgrund der nachlassenden Wachstumsdynamik expansiver ausgerichtet.

Staatsanleihen aus dem Euroraum verzeichneten aufgrund eines weltweiten Rückgangs der risikofreien Zinssätze etwas niedrigere Renditen, wobei die Renditeabstände innerhalb des Euroraums stabil blieben. Trotz einer erhöhten Volatilität im Verlauf des Beobachtungszeitraums blieben die Aktienkurse im Eurogebiet im Großen und Ganzen unverändert. Auch die Spreads von Unternehmensanleihen erhöhten sich nur marginal. An den Devisenmärkten wertete der Euro in handelsgewichteter Rechnung ab.

Das reale BIP des Euroraums erhöhte sich im dritten Jahresviertel 2018 um 0,2 % gegenüber dem Vorquartal, nachdem das Wachstum in den beiden vorangegangenen Quartalen jeweils 0,4 % betragen hatte. Die jüngsten Datenmeldungen sind angesichts einer Verlangsamung der Auslandsnachfrage, die durch mehrere länder- und sektorspezifische Faktoren verstärkt wurde, erneut schwächer ausgefallen als erwartet. Obwohl der Einfluss einiger dieser Faktoren voraussichtlich nachlassen wird, dürfte die kurzfristige Wachstumsdynamik geringer sein als zuvor angenommen. Auf mittlere Sicht wird das Wachstum im Eurogebiet weiterhin von den günstigen Finanzierungsbedingungen, erneuten Beschäftigungszuwächsen, steigenden Löhnen, niedrigeren Energiepreisen und dem anhaltenden, wenn auch etwas schwächeren, weltweiten Konjunkturaufschwung getragen.

Die am HVPI gemessene jährliche Teuerung im Eurogebiet sank im Dezember 2018 auf 1,6 % nach 1,9 % im Vormonat, was in erster Linie einem geringeren Preisauftrieb bei Energie geschuldet war. Ausgehend von den aktuellen Terminpreisen für Öl dürfte die Gesamtinflation in den nächsten Monaten weiter zurückgehen. Die Messgrößen der zugrunde liegenden Inflation entwickeln sich zwar weiterhin insgesamt verhalten, aber vor dem Hintergrund einer hohen Kapazitätsauslastung und einer zunehmend angespannten Lage an den Arbeitsmärkten gewinnt der Arbeitskostendruck an Stärke und Breite. Getragen von den geldpolitischen Maßnahmen der EZB, dem anhaltenden Konjunkturaufschwung und einem höheren Lohnwachstum dürfte die zugrunde liegende Inflation auf mittlere Sicht zunehmen.

Was die Risiken für die Wachstumsaussichten des Eurogebiets betrifft, so hat angesichts der anhaltenden Unsicherheiten im Zusammenhang mit geopolitischen Faktoren, der Gefahr von Protektionismus, Anfälligkeiten in den aufstrebenden Volkswirtschaften und Volatilität an den Finanzmärkten insgesamt eine Verschiebung in Richtung Abwärtsrisiken stattgefunden.

Die monetäre Analyse zeigt, dass sich das Wachstum der weit gefassten Geldmenge (M3) von 3,9 % im Oktober auf 3,7 % im November 2018 abgeschwächt hat. Der Anstieg von M3 wird weiterhin durch die Vergabe neuer Bankkredite gestützt. Das eng gefasste Geldmengenaggregat M1 hatte nach wie vor den größten Anteil am Wachstum der weit gefassten Geldmenge. Die jährliche Wachstumsrate der Buchkredite an nichtfinanzielle Kapitalgesellschaften belief sich im November 2018 auf 4,0 %, nachdem sie im Oktober 3,9 % betragen hatte, während die Zwölfmonatsrate der Buchkredite an private Haushalte mit 3,3 % weitgehend unverändert blieb. Aus der Umfrage zum Kreditgeschäft im Euro-Währungsgebiet für das vierte Quartal 2018 geht hervor, dass die Kreditvergabebedingungen der Banken insgesamt weiterhin vorteilhaft waren, nachdem über einen längeren Zeitraum per saldo eine Lockerung zu beobachten gewesen war, und dass die Nachfrage nach Bankkrediten weiter stieg und damit das Kreditwachstum unterstützte.

Die Ergebnisse der wirtschaftlichen Analyse und die Signale aus der monetären Analyse bestätigten, dass für eine fortgesetzte nachhaltige Annäherung der Inflation an ein Niveau von unter, aber nahe 2 % auf mittlere Sicht weiterhin eine umfangreiche geldpolitische Akkommodierung erforderlich ist.

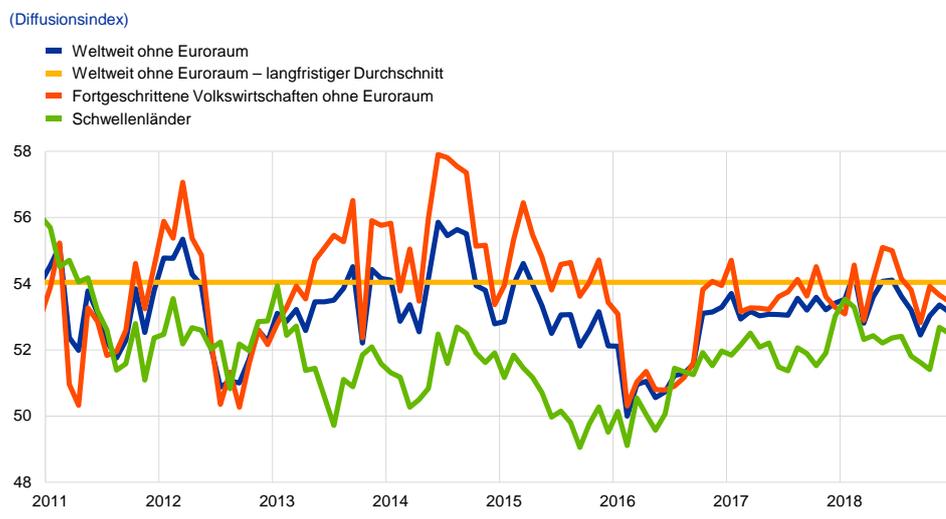
Auf Basis dieser Einschätzung beschloss der EZB-Rat, die Leitzinsen unverändert zu belassen. Er geht weiterhin davon aus, dass sie mindestens über den Sommer 2019 und in jedem Fall so lange wie erforderlich auf ihrem aktuellen Niveau bleiben werden, um eine fortgesetzte nachhaltige Annäherung der Inflation an ein Niveau von unter, aber nahe 2 % auf mittlere Sicht sicherzustellen.

Was die geldpolitischen Sondermaßnahmen betrifft, so bestätigte der EZB-Rat, dass das Eurosystem die Tilgungsbeträge der im Rahmen des Programms zum Ankauf von Vermögenswerten erworbenen Wertpapiere für längere Zeit über den Zeitpunkt hinaus, zu dem der EZB-Rat mit der Erhöhung der Leitzinsen beginnt, und in jedem Fall so lange wie erforderlich bei Fälligkeit weiterhin vollumfänglich wieder anlegen werde, um günstige Liquiditätsbedingungen und eine umfangreiche geldpolitische Akkommodierung aufrechtzuerhalten.

1 Außenwirtschaftliches Umfeld

Die Konjunkturindikatoren weisen auf eine weltweite Abschwächung der Wachstumsdynamik hin. Der globale Einkaufsmanagerindex (EMI) für die Produktion im verarbeitenden Gewerbe und im Dienstleistungssektor (ohne Euroraum) verzeichnete Ende 2018 einen Rückgang (siehe Abbildung 1), der vor allem der weltweit anhaltenden Verlangsamung der Wirtschaftstätigkeit im verarbeitenden Gewerbe zuzuschreiben war. Der Dienstleistungssektor konnte sich trotz einer gewissen Volatilität der Daten nach wie vor besser behaupten als das verarbeitende Gewerbe. Indessen ist das Verbrauchervertrauen – ausgehend von einem hohen Niveau – in letzter Zeit gesunken.

Abbildung 1
Globaler Einkaufsmanagerindex (EMI) für die Produktion im verarbeitenden Gewerbe und im Dienstleistungssektor



Quellen: Haver Analytics, Markit und EZB-Berechnungen.
Anmerkung: Die jüngsten Angaben beziehen sich auf Dezember 2018. Der langfristige Durchschnitt bezieht sich auf den Zeitraum von Januar 1999 bis Dezember 2018.

Die Abwärtsrisiken für die Weltwirtschaft haben zugenommen, und eine weitere Zuspitzung der Handelskonflikte könnte das globale Wachstum in Mitleidenschaft ziehen. Zwar geht vom vorläufigen Verzicht der Vereinigten Staaten und Chinas auf weitere Zollerhöhungen ein positives Signal aus, doch besteht nach wie vor beträchtliche Unsicherheit darüber, ob die Verhandlungen zu einer spürbaren Entspannung der Handelsbeziehungen zwischen den beiden Ländern führen werden. Weitere Abwärtsrisiken ergeben sich aus der Möglichkeit einer rascheren Verschärfung der weltweiten Finanzierungsbedingungen, weitreichenderen Verwerfungen in den Schwellenländern, Unsicherheiten hinsichtlich der wirtschaftlichen Aussichten Chinas sowie politischen und geopolitischen Unwägbarkeiten, etwa den Risiken im Zusammenhang mit dem Brexit.

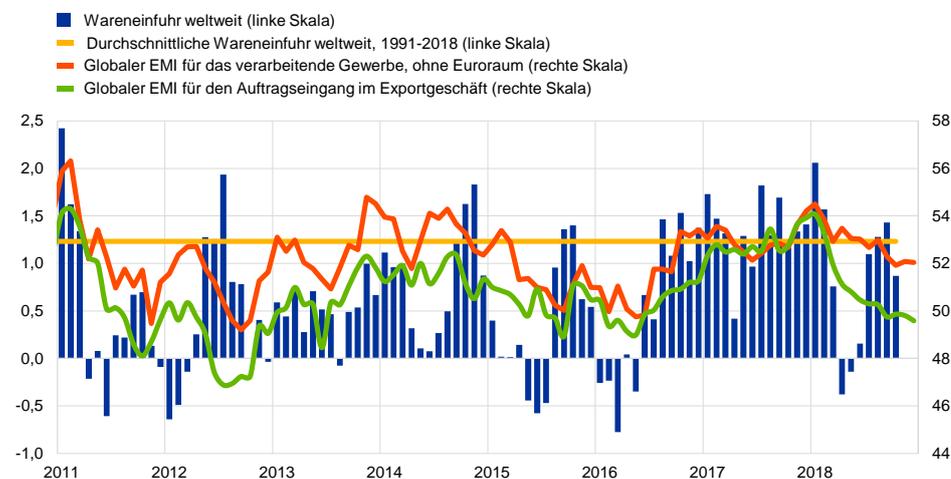
Die Finanzierungsbedingungen sind weiterhin insgesamt akkommodierend, während Bedenken bezüglich der konjunkturellen Entwicklung in den USA und weltweit die Volatilität an den Aktienmärkten anfachen.

In China wurden der finanz- und der geldpolitische Kurs infolge einer besonders im verarbeitenden Gewerbe erkennbaren Abschwächung gelockert. Die Erwartungen der Marktteilnehmer in Bezug auf weitere Zinsanhebungen in den Vereinigten Staaten haben sich etwas verringert. Dies geschah vor dem Hintergrund eines erneuten Rückgangs der Renditen von US-Staatsanleihen, der unter anderem die Entwicklung der Laufzeitprämien widerspiegelte. Mit Blick auf die Zukunft hält der Offenmarktausschuss der Federal Reserve an seinem Kurs der allmählichen Normalisierung der Geldpolitik fest, legt dabei aber eine vorsichtigeren Einschätzung der Konjunkturaussichten und etwas niedrigere Zinsprojektionen zugrunde.

Die Dynamik des Welthandels hat sich zum Jahresende 2018 verringert. So kam es im Oktober bei den Wareneinfuhren weltweit zu einer Verlangsamung, während der globale EMI für den Auftragseingang im Exportgeschäft im Dezember den vierten Monat in Folge auf eine Kontraktion hinwies (siehe Abbildung 2). Die Daten lassen insgesamt darauf schließen, dass die Handelsspannungen zwischen den USA und China möglicherweise das Konjunkturklima im verarbeitenden Gewerbe beeinträchtigen und das Wachstum des Welthandels negativ beeinflussen.

Abbildung 2
Warenhandel weltweit und Umfrageergebnisse

(linke Skala: Veränderung gegenüber dem vorangegangenen Dreimonatszeitraum in %; rechte Skala: Diffusionsindex)



Quellen: Markit, CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis und EZB-Berechnungen.
Anmerkung: Die jüngsten Angaben beziehen sich auf Oktober 2018 (Wareneinfuhr weltweit) bzw. Dezember 2018 (EMIs).

Die Inflation schwächte sich im November weltweit ab. In den OECD-Mitgliedstaaten verlangsamte sich der jährliche Anstieg der Verbraucherpreise weitgehend aufgrund der rückläufigen Ölpreise auf 2,7 % im November. Indessen sank die Teuerungsrate ohne Energie und Nahrungsmittel marginal auf 2,2 %. Den Erwartungen zufolge wird der Inflationsdruck weltweit begrenzt bleiben. Der Lohnzuwachs in den fortgeschrittenen Volkswirtschaften ist ungeachtet einer zunehmend angespannten Lage an den Arbeitsmärkten und sich mehrender Kapazitätsengpässe nach wie vor moderat.

Die Ölmärkte entwickeln sich nach wie vor weitgehend stabil. Die Ölpreise waren im Schlussquartal 2018 rückläufig. Dies war in erster Linie auf Befürchtungen zurückzuführen, dass es angesichts der Ausnahmeregelungen bei den US-amerikanischen Sanktionen auf Ölausfuhren des Iran zu einem Überangebot kommen könnte, aber auch auf das anhaltend hohe Wachstum der Ölproduktion in den Vereinigten Staaten. Diese Effekte überlagerten zunächst die möglichen preislichen Auswirkungen der Produktionsdrosselung, die von der OPEC und einer Gruppe mit ihr verbundener erdölproduzierender Länder beschlossen worden war, zumal die Unsicherheit der Märkte mit Blick auf die am 7. Dezember 2018 vereinbarte Reduzierung der Fördermengen anhielt. Nachdem jedoch die veröffentlichten Daten auf ein unerwartet niedriges Produktionsniveau hindeuteten, erholten sich die Preise, und am 22. Januar lagen die Notierungen für Rohöl der Sorte Brent bei 61 USD je Barrel. Die Preise für Rohstoffe ohne Öl zogen leicht an, wofür vornehmlich eine Verteuerung von Nahrungsmitteln verantwortlich war.

Die US-amerikanische Wirtschaft verzeichnete im vergangenen Jahr vor dem Hintergrund eines prozyklischen Fiskalimpulses eine kräftige Expansion, wobei die Wachstumsaussichten allerdings durch ein geringeres Vertrauen und überraschend schwache Daten getrübt wurden. Das reale BIP stieg im dritten Quartal 2018 annualisiert um 3,4 %; dieser Wert lag deutlich über der Potenzialrate, doch unter dem Ergebnis vom Vorquartal (4,2 %), was durch die rückläufigen Nettoexporte und die schwächeren privaten Anlageinvestitionen bedingt war. Der Verwaltungsstillstand („shutdown“) trug zur Verstärkung der Unsicherheit bei, die aus der Handelspolitik der Vereinigten Staaten gegenüber China resultierte und die Wirtschaftstätigkeit in den USA auf kurze Sicht (vorübergehend) bremst. Der Anstieg der Verbraucherpreise insgesamt verringerte sich im Dezember auf 1,9 %, was einem stark rückläufigen Preisauftrieb bei Energie geschuldet war, während sich der durchschnittliche Stundenlohn weiterhin kräftig entwickelte. Angesichts dessen hob der Offenmarktausschuss der Federal Reserve auf seiner Sitzung im Dezember 2018 erwartungsgemäß den Zielkorridor des Zinssatzes für Tagesgeld um 25 Basispunkte an und senkte seine Projektionen für das BIP-Wachstum und die Kerninflation in den kommenden Jahren geringfügig.

In Japan sollte das reale BIP im letzten Jahresviertel 2018 wieder auf einen positiven Wachstumspfad zurückgekehrt sein, während der Preisauftrieb jedoch verhalten bleibt. Grund für die Volatilität der BIP-Daten im Jahr 2018 waren vor allem die Auswirkungen von Naturkatastrophen und extremen Witterungsbedingungen. Mit Blick auf die nähere Zukunft dürfte die Wirtschaft ihren moderaten Expansionskurs fortsetzen und durch die sehr akkommodierende Geldpolitik und den inländischen Investitionszyklus gestützt werden. Die Reflationsdynamik in der Wirtschaft hat sich abgeschwächt, da die Gesamtinflation aufgrund des jüngsten Rückgangs der Öl- und Nahrungsmittelpreise deutlich abgenommen hat.

Das Vereinigte Königreich dürfte – nach einem robusten Ergebnis im dritten Vierteljahr 2018 – einen Wachstumsrückgang verzeichnen. Der im dritten Jahresviertel erzielte beträchtliche Zuwachs von 0,6 % gegenüber dem Vorquartal war einem temporären Anstieg der Konsumausgaben und der öffentlichen Investitionen sowie einer kräftigen Belebung der Ausfuhren zu verdanken. Die

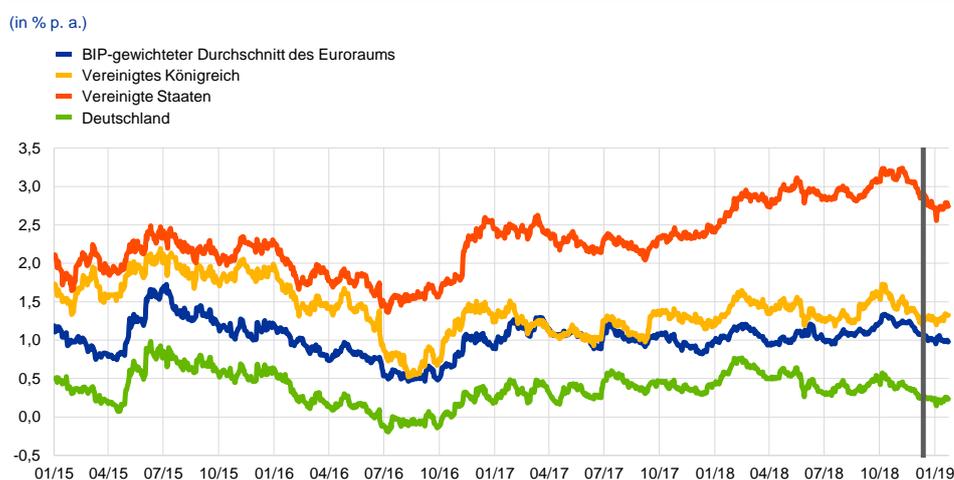
Unternehmensinvestitionen gaben jedoch das dritte Quartal in Folge nach. Den Erwartungen nach wird die konjunkturelle Entwicklung auf mittlere Frist insgesamt gedämpft bleiben. Die jährliche VPI-Inflation verlangsamte sich im Dezember leicht auf 2,1 %. Für das Schlussquartal ergab sich somit eine durchschnittliche Rate von 2,3 %, nachdem die Teuerung in den vorangegangenen Monaten deutlich nachgelassen hatte.

In China schwächt sich das Wirtschaftswachstum ab, wobei sich besonders im verarbeitenden Gewerbe eine Eintrübung abzeichnet. Im Dezember 2018 sank der EMI für das verarbeitende Gewerbe erstmals seit 2017 unter die Marke von 50 Punkten, während sich der Dienstleistungssektor, der von den Handelsstreitigkeiten mit den USA weniger betroffen ist, als robuster erwies. Die People's Bank of China verabschiedete neue Maßnahmen, um die konjunkturelle Abkühlung abzufedern, darunter eine Verringerung des Mindestreservesatzes um 100 Basispunkte (Anfang Januar) sowie eine neue Kreditfazilität zur Unterstützung kleiner Unternehmen (Dezember). Es werden auch neue finanzpolitische Maßnahmen erwartet, wenngleich die Haushaltsausgaben der kommunalen Gebietskörperschaften eingeschränkt werden könnten. Die jährliche VPI-Gesamtteuerungsrate fiel im Dezember wegen eines geringeren Beitrags der Komponenten ohne Nahrungsmittel auf 1,9 %, wohingegen die Kerninflation stabil blieb. Die am Erzeugerpreisindex gemessene Inflation verringerte sich zugleich infolge niedrigerer Preise für Öl und sonstige Rohstoffe und auch aufgrund der Abschwächung im verarbeitenden Gewerbe Chinas spürbar auf 0,9 %.

2 Finanzielle Entwicklungen

Die langfristigen Renditen waren sowohl im Euro-Währungsgebiet als auch in den Vereinigten Staaten rückläufig. Die BIP-gewichtete Rendite zehnjähriger Staatsanleihen aus dem Euroraum sank im Berichtszeitraum (13. Dezember 2018 bis 23. Januar 2019) um 9 Basispunkte auf 0,98 % (siehe Abbildung 3). Ursächlich hierfür waren ein Rückgang der globalen risikofreien Zinssätze sowie eine Zunahme der Finanzmarktvolatilität in der Berichtsperiode. In den Vereinigten Staaten fiel die Rendite zehnjähriger Staatsanleihen um 16 Basispunkte auf 2,74 %, während sich die entsprechende Rendite im Vereinigten Königreich um 2 Basispunkte auf 1,33 % erhöhte.

Abbildung 3
Renditen zehnjähriger Staatsanleihen



Quellen: Thomson Reuters und EZB-Berechnungen.
Anmerkung: Tageswerte. Die graue vertikale Linie markiert den Beginn des Berichtszeitraums am 13. Dezember 2018. Die jüngsten Angaben beziehen sich auf den 23. Januar 2019.

Die Abstände zwischen den Renditen von Staatsanleihen im Eurogebiet und dem risikofreien OIS-Satz veränderten sich kaum. Die Spreads spanischer und portugiesischer Staatsanleihen lagen im Berichtszeitraum weitgehend stabil bei 72 Basispunkten bzw. 100 Basispunkten. Im Fall Italiens verkleinerte sich die Renditedifferenz zwar um 8 Basispunkte, wies aber mit rund 2,17 % weiterhin ein erhöhtes Niveau auf. Der Renditeabstand deutscher Anleihen weitete sich um 6 Basispunkte auf -0,37 % und jener französischer Papiere um 1 Basispunkt auf 0,04 % aus.

Trotz einer verstärkten Marktvolatilität um den Jahreswechsel herum blieben die markbreiten Indizes der Aktienkurse im Euroraum alles in allem weitgehend unverändert. Die Börsennotierungen von Banken und nichtfinanziellen Kapitalgesellschaften im Eurogebiet erzielten im Berichtszeitraum ein Plus von rund 1 %. Eine erhöhte weltweite Unsicherheit führte im Zusammenspiel mit unerwartet schlechten gesamtwirtschaftlichen Daten länderübergreifend zu einer breit angelegten Verkaufswelle und einem Anstieg der Volatilität. Verstärkt wurde diese Entwicklung durch eine zeitweilig geringe Liquidität zur Jahreswende. Im weiteren

Verlauf wurden die erlittenen Kursverluste zum Teil wieder wettgemacht, und die Volatilität an den Aktienmärkten ließ nach.

Die Renditeabstände von Unternehmensanleihen aus dem Eurogebiet weiteten sich im Beobachtungszeitraum leicht aus. Seit Dezember hat sich der Renditeaufschlag von Investment-Grade-Anleihen nichtfinanzieller Kapitalgesellschaften gegenüber dem risikofreien Satz um rund 2 Basispunkte auf 95 Basispunkte erhöht. Auch bei Anleihen des Finanzsektors war ein geringfügiger Anstieg der Renditen zu beobachten, sodass sich der Spread hier um etwa 2 Basispunkte auf 120 Basispunkte vergrößerte. Insgesamt sind die Renditeabstände von Unternehmensanleihen trotz einer allmählichen Erhöhung im Jahresverlauf 2018 nach wie vor geringer als vor der Ankündigung und anschließenden Einführung des Programms zum Ankauf von Wertpapieren des Unternehmenssektors (CSPP) im März 2016.

Der EONIA (Euro Overnight Index Average) notierte im Berichtszeitraum bei durchschnittlich -36 Basispunkten. Die Überschussliquidität ging um rund 43 Mrd € auf etwa 1 847 Mrd € zurück. Zurückzuführen war dies in erster Linie auf eine Zunahme der autonomen Faktoren (netto) und in geringerem Maße auf vorzeitige Rückzahlungen der gezielten längerfristigen Refinanzierungsgeschäfte der zweiten Serie (GLRG II).

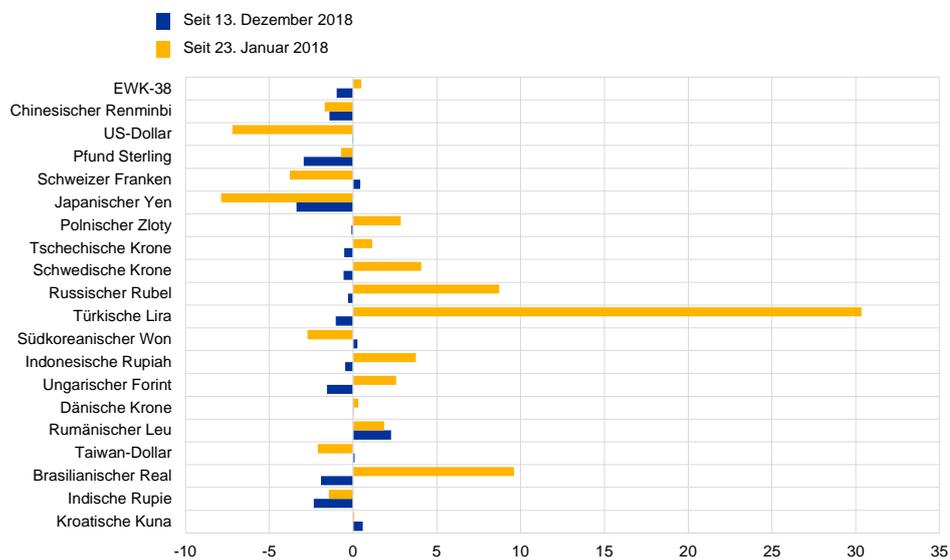
Die EONIA-Terminzinskurve verschob sich im Berichtszeitraum leicht nach unten. Bei den Zeithorizonten bis 2021 liegt die Kurve nach wie vor unter null, da die Märkte mit einer länger anhaltenden Negativzinsphase rechnen.

An den Devisenmärkten wertete der Euro in handelsgewichteter Rechnung ab (siehe Abbildung 4). Der nominale effektive Wechselkurs des Euro, gemessen an den Währungen von 38 der wichtigsten Handelspartner des Euro-Währungsgebiets, gab im Berichtszeitraum um 1,0 % nach. Grund dafür war eine breit angelegte Abwertung des Euro gegenüber den meisten wichtigen Währungen. So notierte die Gemeinschaftswährung gegenüber dem japanischen Yen um 3,4 % und gegenüber dem britischen Pfund um 2,9 % schwächer, während der Wechselkurs zum US-Dollar weitgehend unverändert blieb. Kurseinbußen verzeichnete der Euro auch in Relation zum chinesischen Renminbi (-1,4 %) sowie gegenüber den Währungen anderer wichtiger Schwellenländer, einschließlich der türkischen Lira, dem brasilianischen Real und dem russischen Rubel, die damit einen weiteren Teil ihrer vorherigen Verluste wettmachen konnten.

Abbildung 4

Veränderung des Euro-Wechselkurses gegenüber ausgewählten Währungen

(Veränderung in %)



Quelle: EZB.

Anmerkung: „EWK-38“ bezeichnet den nominalen effektiven Wechselkurs des Euro gegenüber den Währungen von 38 der wichtigsten Handelspartner des Euroraums. Stichtag für die Berechnung der prozentualen Veränderung war der 23. Januar 2019.

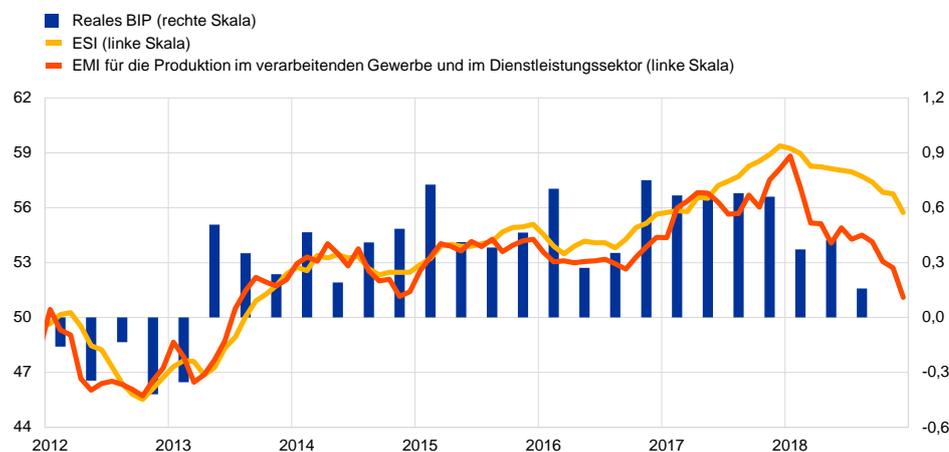
3 Konjunktorentwicklung

Die aktuellen Daten sind überraschend negativ ausgefallen. Nach einem Anstieg von 0,4 % im ersten und zweiten Quartal 2018 erhöhte sich das reale BIP im dritten Jahresviertel um 0,2 % gegenüber dem Vorquartal (siehe Abbildung 5). Die Binnennachfrage und die Vorratsveränderungen leisteten einen positiven Beitrag zum Ergebnis für das dritte Jahresviertel, wohingegen vom Außenhandel negative Wachstumsimpulse ausgingen. Für das Schlussquartal 2018 lassen die Konjunkturindikatoren auf ein anhaltendes, aber weiterhin moderates Wachstum schließen.

Abbildung 5

Reales BIP, Indikator der wirtschaftlichen Einschätzung (ESI) und Einkaufsmanagerindex (EMI) für die Produktion im verarbeitenden Gewerbe und im Dienstleistungssektor im Euroraum

(linke Skala: Diffusionsindex; rechte Skala: Veränderung gegen Vorquartal in %)



Quellen: Eurostat, Europäische Kommission, Markit und EZB-Berechnungen.

Anmerkung: Der ESI ist standardisiert, um denselben Mittelwert und dieselbe Standardabweichung wie für den EMI zu erhalten. Die jüngsten Angaben beziehen sich auf das dritte Quartal 2018 (reales BIP) bzw. Dezember 2018 (ESI und EMI).

Die Beschäftigung nahm im dritten Jahresviertel 2018 erneut zu, und zwar um 0,2 % gegenüber dem Vorquartal (siehe Abbildung 6). Aktuell liegt die

Beschäftigung 2,6 % über dem im ersten Vierteljahr 2008 gemessenen Höchststand vor der Krise. In den meisten Ländern des Euroraums war ein – auch sektorübergreifend breit gefächertes – Beschäftigungswachstum zu beobachten. Mit dem jüngsten Anstieg beläuft sich der kumulierte Zuwachs im Eurogebiet seit dem im zweiten Quartal 2013 verzeichneten Tiefstand auf 9,6 Millionen Beschäftigte. Die anhaltende Zunahme der Beschäftigung hat im Verbund mit dem geringeren BIP-Anstieg im vergangenen Jahr zu einer Abschwächung des Produktivitätswachstums geführt, das sich 2017 noch leicht beschleunigt hatte.

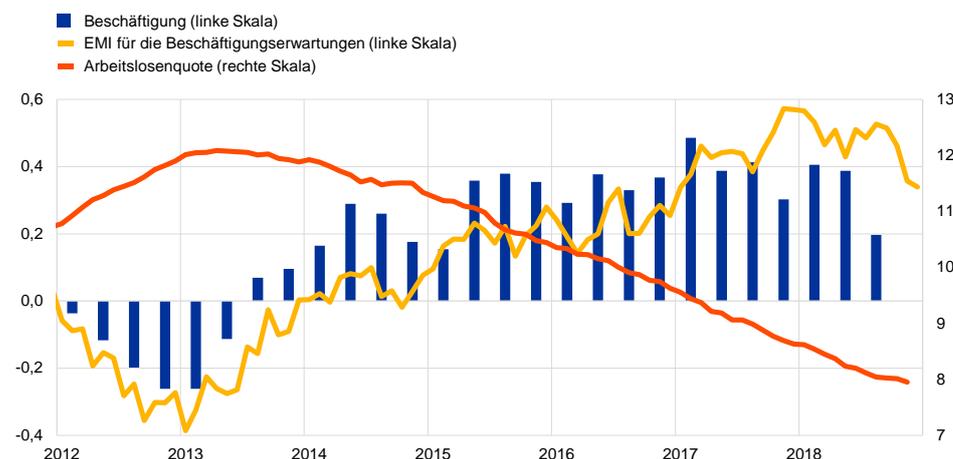
Für die kommenden Quartale deuten die Kurzfristindikatoren auf einen anhaltenden Beschäftigungszuwachs hin, der sich allerdings verlangsamen dürfte.

Nachdem die Gesamtarbeitslosenquote für das Euro-Währungsgebiet drei Monate lang unverändert geblieben war, sank sie im November auf 7,9 % und erreichte damit den niedrigsten Stand seit Oktober 2008 (siehe Abbildung 6). Die Umfrageindikatoren schwächten sich im letzten Jahresviertel 2018 ab und deuten auf

ein geringeres, aber immer noch positives Beschäftigungswachstum in den nächsten Quartalen hin.

Abbildung 6
Beschäftigung, EMI für die Beschäftigungserwartungen und Arbeitslosenquote im Euroraum

(linke Skala: Veränderung gegen Vorquartal in %; Diffusionsindex; rechte Skala: in % der Erwerbspersonen)



Quellen: Eurostat, Markit und EZB-Berechnungen.

Anmerkung: Der EMI ist als Abweichung von 50 Indexpunkten dividiert durch 10 ausgedrückt. Die jüngsten Angaben beziehen sich auf das dritte Quartal 2018 (Beschäftigung), Dezember 2018 (EMI) bzw. November 2018 (Arbeitslosenquote).

Der Beschäftigungsanstieg stützte weiterhin das Einkommen und die Konsumausgaben der privaten Haushalte. Im dritten Jahresviertel 2018 erhöhten sich die privaten Konsumausgaben um 0,1 % gegenüber dem Vorquartal, nachdem der Zuwachs im zweiten Vierteljahr ähnlich ausgefallen war. Vorübergehende Engpässe in der Automobilproduktion nach der Einführung des neuen Abgas-Testverfahrens WLTP (Worldwide Harmonised Light Vehicle Test Procedure) wirkten sich negativ auf die Konjunktur und insbesondere auf den Gebrauchsgüterkonsum aus. Auch der Konsum von Verbrauchsgütern, d. h. Nahrungsmitteln und Energie, verlangsamte sich. Da diese Komponente der Konsumausgaben wohl stärker auf vergangene Ölpreissteigerungen reagiert und die Ölnotierungen im vierten Quartal 2018 wieder nachgaben, ist die schwache Verbrauchsgüterentwicklung zum Teil auch eher vorübergehender Natur. Dagegen entwickelte sich der Konsum von Dienstleistungen als größte Komponente des privaten Verbrauchs im Einklang mit dem kräftigen Anstieg des realen Arbeitnehmerentgelts weiterhin robust.

Ungeachtet der jüngsten Wachstumsabschwächung dürfte der private Konsum in Zukunft wieder an Schwung gewinnen. Aktuelle Daten zu den Einzelhandelsumsätzen und Pkw-Neuzulassungen deuten auf eine langsame, aber kontinuierliche Ausweitung der privaten Konsumausgaben im letzten Jahresviertel 2018 hin. Andere Indikatoren stützen indes das Bild einer robusteren Konsumdynamik. Die jüngsten Umfrageergebnisse lassen auf eine fortgesetzte Verbesserung der Arbeitsmarktlage schließen, die sich weiterhin positiv auf das Einkommen der privaten Haushalte und damit auf den privaten Verbrauch auswirken sollte. Hinzu kommt, dass das Nettovermögen der Privathaushalte im dritten Quartal abermals kräftig gestiegen ist.

Das Verbrauchervertrauen weist zwar seit Ende 2017 insgesamt einen Abwärtstrend auf, liegt aber immer noch über seinem langfristigen Durchschnittswert.

Nach einem starken zweiten Quartal 2018 kam es im dritten Jahresviertel zu einer Verlangsamung des Investitionswachstums. Nach einer Quartalsrate von 1,8 % im zweiten Vierteljahr erhöhten sich die Investitionen (ohne Bauinvestitionen) im dritten Jahresviertel um 1,2 %. Ausschlaggebend hierfür waren die Bereiche Ausrüstungen, geistiges Eigentum und Fahrzeuge. Der Wachstumsrückgang wäre ohne den Sondereffekt im Zusammenhang mit in Irland getätigten Investitionen in Forschung und Entwicklung sowie geistiges Eigentum höher ausgefallen. Das vierteljährliche Investitionswachstum im Baugewerbe verlangsamte sich auf 0,2 %, wobei es durch die dynamische Entwicklung der Wohnungsbauinvestitionen gestützt wurde, die ein Plus von 0,7 % aufwiesen. Für das Schlussquartal 2018 deuten die Kurzfristindikatoren auf eine Fortsetzung des Wachstums hin. Die monatlichen Angaben zur Investitionsgüterproduktion lagen im Oktober und November 2018 im Schnitt auf dem Niveau des dritten Quartals, als ein vierteljährlicher Anstieg von 0,9 % verzeichnet worden war. Dies lässt auf eine weitere Wachstumsabschwächung außerhalb des Baugewerbes schließen. Indikatoren wie etwa die Kapazitätsauslastung, das Vertrauen und der Auftragseingang stehen ebenfalls mit einem langsameren Wachstum im vierten Quartal im Einklang. Was die Bauinvestitionen betrifft, so ging die Produktion in diesem Sektor im Oktober und November zurück, während der Einkaufsmanagerindex (EMI) und der Vertrauensindikator für das Baugewerbe bis Dezember immer noch auf eine anhaltende, wenn auch moderatere Zunahme im letzten Jahresviertel 2018 hindeuteten.

Das Wachstum der Investitionen dürfte sich – wenngleich in langsamerem Tempo – fortsetzen. Zurückzuführen ist die Erwartung eines leicht rückläufigen Wachstumspfads der Investitionen (ohne Bauinvestitionen) auf eine sich abschwächende Binnen- und Auslandsnachfrage sowie weniger günstige Finanzierungsbedingungen. Zudem scheint das Wachstum der Gewinne, die die wichtigste Finanzierungsquelle der Unternehmen für Investitionen darstellen, abzunehmen. Den Sektorkonten für das Euro-Währungsgebiet zufolge verringerte sich der Bruttobetriebsüberschuss nichtfinanzieller Kapitalgesellschaften im dritten Quartal 2018 auf Jahressicht deutlich. Überdies könnten sich die Unsicherheiten unter anderem im Zusammenhang mit dem Brexit, dem Handelsprotektionismus und den allgemeinen Wachstumsaussichten für die Weltwirtschaft schon jetzt ungünstig auf Investitionsentscheidungen auswirken. Was die Bauinvestitionen anbelangt, so lassen die zunehmenden Kauf- bzw. Renovierungsvorhaben der privaten Haushalte, die optimistischen Preis- und Beschäftigungserwartungen der Bauherren und die stabile Zahl der Baugenehmigungen angesichts anhaltender Einschränkungen durch Arbeitskräftemangel und eine unzureichende Nachfrage für die Zukunft auf eine positive, wenngleich nachlassende Dynamik im Baugewerbe schließen.

Nach einem enttäuschenden dritten Quartal scheint das Wachstum des Außenhandels im Euro-Währungsgebiet im vierten Quartal 2018 erneut rückläufig gewesen zu sein.

Das Exportwachstum im Euroraum verlangsamte sich im dritten Quartal spürbar (auf 0,1 %), während das Importwachstum auf 1,0 % sank. Mit einem deutlichen negativen Beitrag zum BIP-Wachstum im Umfang von 0,4 Prozentpunkten bremste der Außenhandel somit die Konjunktorentwicklung. Den bis November verfügbaren Daten zufolge dürfte sich der Außenhandel des Eurogebiets im vierten Quartal weiter abgeschwächt haben. Dahinter verbirgt sich eine Wachstumsverlangsamung im Handel innerhalb des Euroraums bei zugleich schwacher Auslandsnachfrage. Das Wachstum des Warenexportvolumens (ermittelt durch Deflationierung der Handelswerte mit den Erzeugerpreisindizes) blieb mit 0,8 % gegenüber dem Vorquartal sehr begrenzt, während das Importwachstum im vierten Quartal eine Korrektur verzeichnet haben dürfte (auf -0,8 %). Umfrageindikatoren mit Vorlaufeigenschaften für den Handel, wie der EMI für den Auftragseingang im Exportgeschäft und die von der Europäischen Kommission ermittelte Einschätzung der Auftragslage, weisen ebenfalls auf eine Eintrübung der Aussichten gegen Jahresende hin.

Die aktuellen Daten sind schwächer ausgefallen als erwartet, worin sich ein sinkender Beitrag der Auslandsnachfrage sowie einige länder- und sektorspezifische Faktoren widerspiegeln.

Obwohl einige dieser Faktoren an Einfluss verlieren dürften, könnte dies für die nächste Zeit auf eine gewisse Abschwächung der Wachstumsdynamik hindeuten. Nach einem Wachstum von annähernd null im Oktober verzeichnete die Industrieproduktion (ohne Baugewerbe) im November einen Rückgang um 1,7 % gegenüber dem Vormonat. Folglich lag das durchschnittliche Produktionsniveau in diesen beiden Monaten 0,7 % unter dem Stand vom dritten Jahresviertel 2018, als die Produktion gegenüber dem Vorquartal um 0,1 % zurückgegangen war. Das schwache November-Ergebnis war über industrielle Hauptgruppen und die größten Euro-Länder hinweg auf breiter Basis zu beobachten. Aktuellere Umfrageergebnisse signalisieren eine Fortsetzung des moderaten Wachstums, allerdings mit niedrigeren Zuwachsraten als im ersten Halbjahr. Der EMI für die Produktion im verarbeitenden Gewerbe und im Dienstleistungssektor belief sich im vierten Quartal 2018 auf durchschnittlich 52,3 Punkte nach 54,3 Zählern im dritten Jahresviertel, und der von der Europäischen Kommission veröffentlichte Indikator der wirtschaftlichen Einschätzung (ESI) gab im selben Zeitraum von 111,5 Zählern auf 108,8 Punkte nach (siehe Abbildung 5). Während der ESI weiterhin über seinem langfristigen Durchschnitt liegt, befindet sich der EMI inzwischen unter seinem historischen Durchschnittswert.

Das Wachstum im Eurogebiet wird auch in Zukunft von den günstigen Finanzierungsbedingungen getragen werden.

Zudem dürften auch weitere Beschäftigungszuwächse, steigende Löhne, niedrigere Energiepreise und der anhaltende, wenn auch etwas schwächere weltweite Konjunkturaufschwung das Wachstum stützen. In Kasten 2 wird näher auf die Faktoren eingegangen, die die inländische Nachfrage künftig stützen oder beeinträchtigen dürften. Die Ergebnisse des aktuellen, Anfang Januar von der EZB durchgeführten [Survey of Professional Forecasters](#) zeigen, dass die Wachstumsprognosen des privaten Sektors für das BIP

gegenüber der vorangegangenen Umfrage von Anfang Oktober für die Jahre 2019 und 2020 nach unten korrigiert wurden.

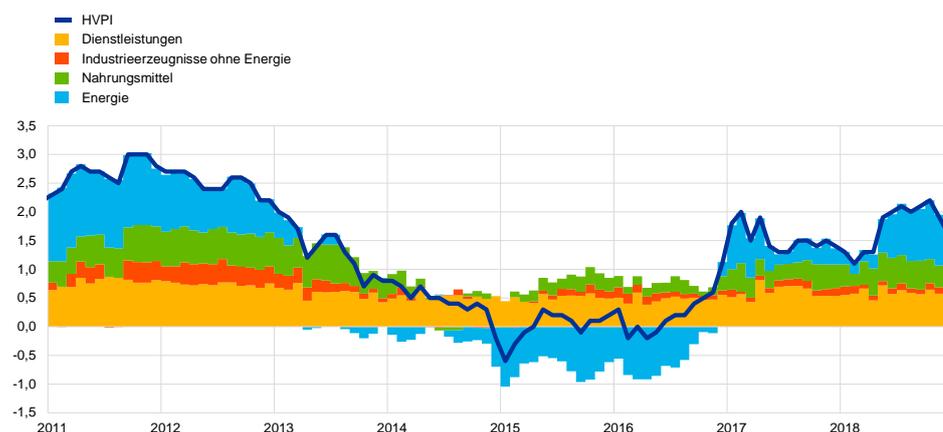
Die Risiken für die Wachstumsaussichten des Euroraums haben sich in Richtung Abwärtsrisiken verschoben. Die negativere Risikoeinschätzung spiegelt die anhaltenden Unsicherheiten im Zusammenhang mit geopolitischen Faktoren, der Gefahr von Protektionismus, Anfälligkeiten in den aufstrebenden Volkswirtschaften und Volatilität an den Finanzmärkten wider.

Die jährliche Teuerungsrate nach dem HVPI für das Euro-Währungsgebiet belief sich im Dezember 2018 auf 1,6 %, verglichen mit 1,9 % im November (siehe Abbildung 7). Der Rückgang war in erster Linie auf den schwächeren Preisauftrieb bei Energie sowie, in geringerem Maße, bei den Nahrungsmitteln zurückzuführen. Die Abnahme der Gesamtinflation seit ihrem Höchststand im Oktober 2018 ergab sich größtenteils aus der Preisentwicklung bei Energie, der ein Basiseffekt und die Auswirkungen der jüngsten Ölverbilligung dämpfend entgegenwirkten. Der Rückgang der Öl- und der entsprechenden Terminpreise ab Mitte November war ausgeprägter, als in den von Experten des Eurosystems erstellten Projektionen vom Dezember 2018 erwartet worden war. Dies deutet automatisch auf schwächere kurzfristige Aussichten für die Gesamtinflation hin (siehe Kasten 3 im vorliegenden Wirtschaftsbericht).

Abbildung 7

Beiträge der Komponenten zur HVPI-Gesamtinflation im Euroraum

(Veränderung gegen Vorjahr in %; Beiträge in Prozentpunkten)



Quellen: Eurostat und EZB-Berechnungen.

Anmerkung: Die jüngsten Angaben beziehen sich auf Dezember 2018.

Die Messgrößen der zugrunde liegenden Inflation entwickelten sich in jüngster Zeit seitwärts, liegen aber über ihren früheren Tiefständen.

Die HVPI-Inflation ohne Energie und Nahrungsmittel betrug im Dezember 1,0 % und war damit gegenüber November unverändert. Das Gleiche galt für die Teuerung nach dem HVPI ohne Energie, Nahrungsmittel und sehr volatile Komponenten wie Dienstleistungen im Reiseverkehr sowie Bekleidung und Schuhe. In den letzten Monaten war zudem bei zwei modellbasierten Messgrößen der zugrunde liegenden Inflation, nämlich der persistenten und gemeinsamen Komponente der Inflation sowie dem Supercore-Indikator, eine Seitwärtsentwicklung erkennbar. Dennoch lagen alle statistischen und modellbasierten Messgrößen weiterhin über ihren jeweiligen Tiefständen von 2016.

Der Preisdruck in der Wertschöpfungskette für im HVPI erfasste Industrieerzeugnisse ohne Energie war trotz einer weiteren Abschwächung auf den vorgelagerten Stufen nach wie vor kräftig.

Auf den Vorstufen der Wertschöpfungskette ließ der Preisdruck erneut nach; die Jahresänderungsrate der in Euro gerechneten Ölpreise lag im Dezember bei -4,9 % nach 9,7 % im November und

43,8 % im Oktober, und die entsprechende Rate der Rohstoffpreise betrug im Dezember 0,4 %, verglichen mit 4,8 % bzw. 6,2 % in den beiden Vormonaten. Auf den nachgelagerten Stufen der Wertschöpfungskette verstärkte sich der Preisauftrieb für Importe von Konsumgütern ohne Nahrungsmittel im November erneut und lag damit weiterhin deutlich über den zu Jahresbeginn 2018 verzeichneten Tiefständen. Die Änderungsrate der inländischen Erzeugerpreise für Konsumgüter ohne Nahrungsmittel stieg im November weiter auf 0,9 %; damit lag sie auf ihrem höchsten Stand seit April 2012 und über dem langfristigen Durchschnitt von 0,6 %. Insgesamt blieb der Preisdruck auf den nachgelagerten Stufen der Wertschöpfungskette für Industrieerzeugnisse stabil, wobei allerdings die Gefahr besteht, dass die auf den vorgelagerten Stufen zu beobachtende anhaltende Schwäche durchwirkt.

In jüngster Zeit ließ der wachsende Arbeitskostendruck den inländischen Preisdruck insgesamt nicht weiter ansteigen, da dieser durch die Gewinnmargen aufgefangen wurde. Der von den Arbeitskosten ausgehende Preisdruck hat sich im dritten Quartal 2018 weiter verstärkt; verantwortlich hierfür sind der höhere Zuwachs beim Arbeitnehmerentgelt je Arbeitnehmer und das schwächere Produktivitätswachstum. Trotzdem blieb die jährliche prozentuale Veränderung des BIP-Deflators mit 1,4 % in den ersten drei Quartalen 2018 stabil, da die sich insgesamt abschwächende Konjunktur sowie Verschlechterungen der Terms of Trade (vor allem infolge zurückliegender Ölverteuerungen) die Entwicklung der Gewinnmargen belasteten. Diese jüngsten Veränderungen des BIP-Deflators und seiner Komponenten sind Merkmal einer reiferen Phase einer nachfrageinduzierten Erholung.¹

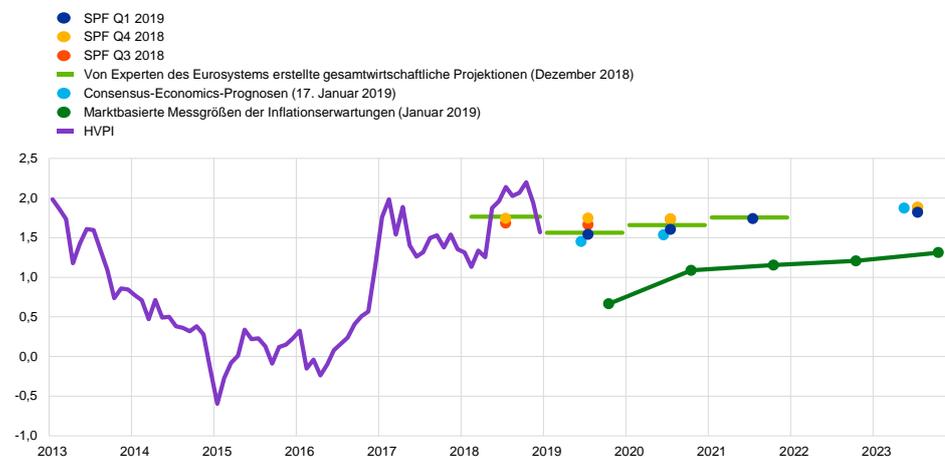
Sowohl die markt- als auch die umfragebasierten Messgrößen der längerfristigen Inflationserwartungen waren rückläufig. Der fünfjährige inflationsindexierte Termin-Swapsatz in fünf Jahren lag am 23. Januar 2019 bei 1,54 % und damit rund 9 Basispunkte unter dem Stand von Mitte Dezember. Das zukunftsgerichtete Profil der marktbasieren Messgrößen der Inflationserwartungen deutet weiterhin auf eine anhaltende Phase niedriger Inflationsraten hin, wobei sich die Rückkehr zu Teuerungsraten von unter, aber nahe 2 % nur in sehr kleinen Schritten vollziehen dürfte (siehe Abbildung 8). Die aus Inflationsoptionen abgeleitete risikoneutrale Wahrscheinlichkeit einer negativen Inflationsrate im Durchschnitt der nächsten fünf Jahre bleibt vernachlässigbar, was darauf schließen lässt, dass die Märkte das Deflationsrisiko derzeit für sehr gering halten. Die Ergebnisse des von der EZB durchgeführten **Survey of Professional Forecasters (SPF) für das erste Quartal 2019** zeigen durchschnittliche Gesamtinflationserwartungen für das Eurogebiet von 1,5 % für 2019, 1,6 % für 2020 und 1,7 % für 2021. Dies stellt für die Jahre 2019 und 2020 eine Abwärtskorrektur um 0,2 Prozentpunkte bzw. 0,1 Prozentpunkte gegenüber der vorherigen Befragung dar, die vor allem auf die Ölpreisentwicklung zurückzuführen ist. Laut der SPF-Umfrage beliefen sich die längerfristigen Inflationserwartungen im Schnitt auf 1,8 % und wurden damit um 0,1 Prozentpunkte nach unten korrigiert.

¹ Siehe EZB, **Die Bedeutung der Lohnentwicklung für den Inflationsanstieg**, Kasten 4, Wirtschaftsbericht 5/2018, August 2018.

Abbildung 8

Marktbasierte und umfragebasierte Messgrößen der Inflationserwartungen

(Veränderung gegen Vorjahr in %)



Quellen: Survey of Professional Forecasters (SPF) der EZB, Von Experten des Eurosystems erstellte gesamtwirtschaftliche Projektionen für das Euro-Währungsgebiet und Consensus Economics.

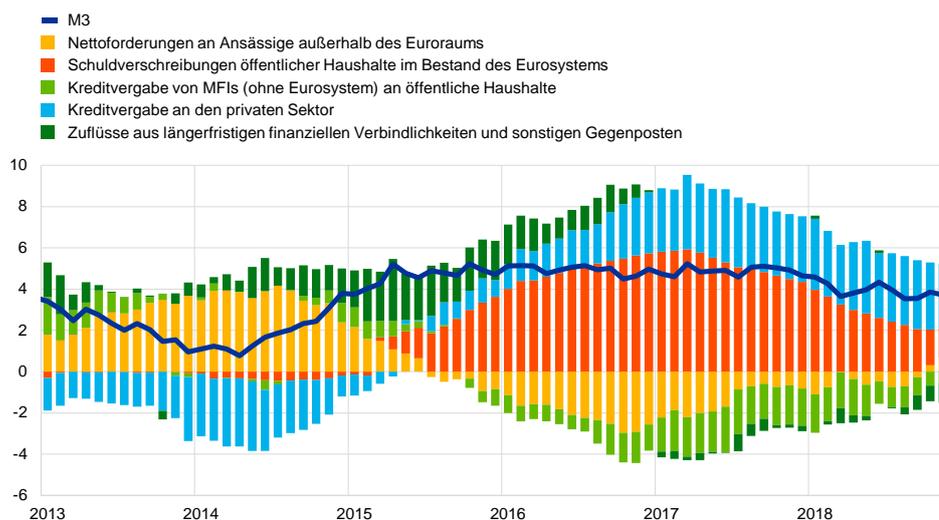
Anmerkung: Die SPF-Umfrage für das erste Quartal 2019 wurde vom 7. bis zum 11. Januar 2019 durchgeführt. Die aus Marktpreisen abgeleitete Kurve basiert auf der einjährigen Kassa-Inflationsrate und dem einjährigen Terminalsatz in einem Jahr, dem einjährigen Terminalsatz in zwei Jahren, dem einjährigen Terminalsatz in drei Jahren und dem einjährigen Terminalsatz in vier Jahren. Die jüngsten Angaben zur aus Marktpreisen abgeleiteten Teuerung beziehen sich auf den 23. Januar 2019.

Die Preise für Wohneigentum im Euro-Währungsgebiet zogen im dritten Quartal 2018 weiter an. Gemäß dem von der EZB erstellten Preisindikator für Wohnimmobilien sind die Preise für Häuser und Wohnungen im Euroraum im dritten Quartal 2018 gegenüber dem entsprechenden Vorjahreszeitraum um 4,3 % gestiegen, verglichen mit 4,2 % bzw. 4,3 % im zweiten bzw. ersten Jahresviertel 2018. Die Angaben zu den ersten drei Quartalen 2018 lassen somit auf eine Seitwärtsentwicklung mit robusten Wachstumsraten schließen.

Das Wachstum des weit gefassten Geldmengenaggregats verlangsamte sich im November 2018. Die Jahreswachstumsrate der Geldmenge M3 ging von 3,9 % im Oktober auf 3,7 % im November 2018 zurück (siehe Abbildung 9). Durch die Verringerung der Nettoankäufe von Vermögenswerten (von 80 Mrd € auf 60 Mrd € im April 2017 und weiter auf 30 Mrd € im Januar 2018 sowie 15 Mrd € im Oktober 2018) schwächte sich der stimulierende Effekt des APP auf das M3-Wachstum ab. Ein großer Beitrag zum Anstieg der weit gefassten Geldmenge ging abermals von der jährlichen Zuwachsrate des Geldmengenaggregats M1 aus, wenngleich sie von 6,8 % im Oktober auf 6,7 % im November sank. Gestützt wurde die monetäre Dynamik weiterhin durch das nachhaltige Wirtschaftswachstum und die angesichts der sehr niedrigen Zinsen geringen Opportunitätskosten für das Halten der liquidesten Instrumente.

Abbildung 9
M3 und Gegenposten

(Veränderung gegen Vorjahr in %; Beiträge in Prozentpunkten; saison- und kalenderbereinigt)



Quelle: EZB.

Anmerkung: Die Kreditvergabe an den privaten Sektor umfasst sowohl die MFI-Buchkredite an den privaten Sektor als auch die MFI-Bestände an Schuldverschreibungen des privaten Sektors (ohne MFIs) im Euroraum. Somit schlägt sich darin auch der Erwerb von Schuldverschreibungen von Nicht-MFIs durch das Eurosystem im Rahmen des Programms zum Ankauf von Wertpapieren des Unternehmenssektors nieder. Die jüngsten Angaben beziehen sich auf November 2018.

Die Kreditvergabe an den privaten Sektor blieb der wichtigste Wachstumsmotor der weit gefassten Geldmenge. Was die Gegenposten der Geldmenge M3 betrifft, so verringerte sich der positive Wachstumsbeitrag der Schuldverschreibungen öffentlicher Haushalte im Bestand des Eurosystems im Zuge der bereits erwähnten Reduzierung der monatlichen Nettoankäufe im Rahmen des APP weiter (siehe die roten Balkenabschnitte in Abbildung 9). Kompensiert wurde dies jedoch weitgehend durch den seit Ende 2017 leicht gestiegenen Beitrag der Kreditvergabe an den privaten Sektor (siehe die blauen Balkenabschnitte in Abbildung 9). Diese Entwicklung ist Ausdruck einer anhaltenden Verlagerung hin zu stärker selbsttragenden Quellen der Geldschöpfung. So leistet seit Oktober 2018 nicht mehr der Erwerb von Staatsschuldverschreibungen durch das Eurosystem, sondern die

Kreditgewährung an den privaten Sektor den größten Beitrag zum M3-Wachstum. Dagegen wirkte der Verkauf von Staatsanleihen durch gebietsansässige MFIs (ohne Eurosystem) dämpfend auf das M3-Wachstum (siehe die hellgrünen Balkenabschnitte in Abbildung 9). Der Beitrag der Nettoforderungen an Ansässige außerhalb des Euro-Währungsgebiets fiel im November wieder positiv aus (siehe die gelben Balkenabschnitte in Abbildung 9).

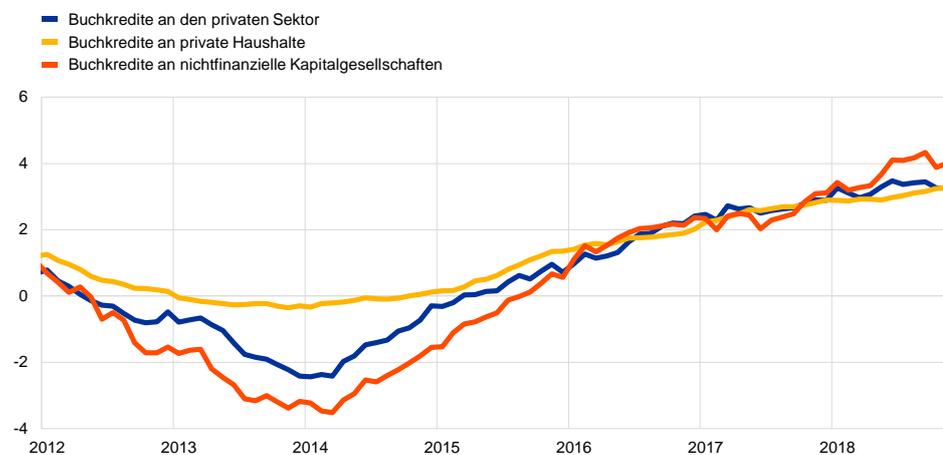
Das Jahreswachstum der Buchkredite an den privaten Sektor blieb im November stabil. So lag die jährliche Zuwachsrate der MFI-Buchkredite an den privaten Sektor (bereinigt um Kreditverkäufe und -verbriefungen sowie um fiktives Cash-Pooling) im November unverändert bei 3,3 % (siehe Abbildung 10). Begünstigend wirkte dabei die Zunahme der Jahreswachstumsrate der Buchkredite an nichtfinanzielle Kapitalgesellschaften (die von 3,9 % im Oktober auf 4,0 % im November anstieg) sowie jene der Buchkreditvergabe an private Haushalte (die sich im selben Zeitraum von 3,2 % auf 3,3 % erhöhte). Dem etwas stärkeren Wachstum der Buchkredite an nichtfinanzielle Kapitalgesellschaften und an private Haushalte stand ein schwächerer jährlicher Zuwachs bei den Buchkrediten an Finanzintermediäre gegenüber, sodass die Rate der Ausleihungen an den privaten Sektor insgesamt unverändert blieb. Zwar war die Jahresänderungsrate der an private Haushalte ausgereichten Wohnungsbaukredite aus historischer Sicht nach wie vor moderat, doch fiel die Neukreditvergabe kräftig aus. Die Erholung des Buchkreditwachstums wurde durch die Entwicklung der Bankkreditzinsen gestützt, die seit Mitte 2014 (vor allem aufgrund der geldpolitischen Sondermaßnahmen der EZB) im gesamten Euroraum deutlich gesunken sind, sowie durch die insgesamt verbesserte Angebots- und Nachfragesituation bei den Bankdarlehen. Darüber hinaus haben die Banken Fortschritte bei der Konsolidierung ihrer Bilanzen erzielt, wenngleich das Volumen an notleidenden Krediten (NPL) in einigen Ländern nach wie vor hoch ist und die Finanzintermediation belasten könnte.²

² Siehe auch EZB, [Financial Stability Review](#), Kapitel 3, November 2018.

Abbildung 10

Buchkredite an den privaten Sektor

(Jahreswachstumsrate)



Quelle: EZB.

Anmerkung: Buchkredite bereinigt um Verkäufe und Verbriefungen sowie um fiktives Cash-Pooling. Die jüngsten Angaben beziehen sich auf November 2018.

Das Wachstum der Buchkredite wurde weiterhin durch günstige Kreditvergabebedingungen sowie eine steigende Kreditnachfrage in allen Darlehenskategorien gestützt. Gemäß der [Umfrage zum Kreditgeschäft im Euro-Währungsgebiet](#) vom Januar 2019 waren die Kreditrichtlinien für Ausleihungen

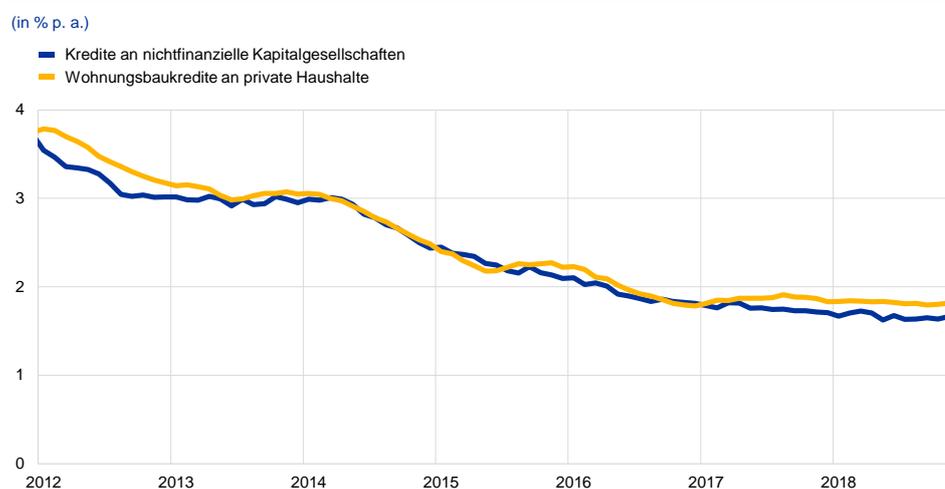
an Unternehmen und für Wohnungsbaukredite an private Haushalte im vierten Quartal 2018 nahezu unverändert, nachdem sie seit 2014 insgesamt erheblich gelockert worden waren. Der Wettbewerbsdruck trug nach wie vor zu günstigeren Kreditrichtlinien sowohl für Unternehmens- als auch für Wohnungsbaukredite bei. Indes schlug sich die gesunkene Risikoeinschätzung lediglich in einer Lockerung der Richtlinien für die Vergabe von Wohnungsbaukrediten nieder. Die per saldo steigende Kreditnachfrage ist im Wesentlichen durch das allgemein niedrige Zinsniveau, die Anlageinvestitionen, die Lagerhaltung und Betriebsmittel, Fusionen und Übernahmen, die günstigen Aussichten am Wohnimmobilienmarkt sowie das Verbrauchervertrauen bedingt. Die Banken im Euroraum gaben darüber hinaus an, dass regulatorische und aufsichtliche Maßnahmen im zweiten Halbjahr 2018 zu einer weiteren Stärkung ihrer Eigenkapitalpositionen und einer Verschärfung der Vergaberichtlinien in allen Kreditkategorien geführt hätten. Was die Auswirkungen der Bestände an notleidenden Krediten auf die Kreditvergabepolitik betrifft, so berichteten die Umfrageteilnehmer, dass die NPL-Quoten in den vergangenen sechs Monaten zu einer Straffung ihrer Kreditrichtlinien für Unternehmens- und für Wohnungsbaukredite geführt hätten. Diese Entwicklung wird sich den Erwartungen zufolge fortsetzen und sämtliche Kreditkategorien beeinflussen.

Die sehr günstigen Kreditzinsen stützten weiterhin das Wirtschaftswachstum im Eurogebiet. Im November 2018 blieb der gewichtete Zinssatz für Bankkredite an nichtfinanzielle Kapitalgesellschaften mit 1,66 % insgesamt stabil und lag damit in der Nähe seines historischen Tiefs vom Mai 2018. Der gewichtete Zins für Wohnungsbaukredite an private Haushalte betrug im November unverändert 1,81 % und wies damit ebenfalls einen Wert nahe seinem historischen Tiefstand auf, der im Dezember 2016

verzeichnet worden war (siehe Abbildung 11). Seit der Ankündigung der Kreditlockerungsmaßnahmen der EZB im Juni 2014 haben die gewichteten Zinsen für Buchkredite an nichtfinanzielle Kapitalgesellschaften und an private Haushalte deutlich und stärker nachgegeben als die Referenzzinssätze am Geldmarkt. In den Euro-Ländern, die am stärksten von der Finanzkrise betroffen waren, verbilligten sich Bankkredite an nichtfinanzielle Kapitalgesellschaften und an kleine Unternehmen (unter der Annahme, dass sehr kleine Kredite von bis zu 0,25 Mio € hauptsächlich an kleine Firmen ausgereicht werden) besonders deutlich. Dies ist ein Anzeichen dafür, dass die Geldpolitik über alle Euro-Länder und Unternehmensgrößen hinweg einheitlicher übertragen wird.

Abbildung 11

Gewichtete Zinsen für Bankkredite an nichtfinanzielle Kapitalgesellschaften und private Haushalte



Quelle: EZB.

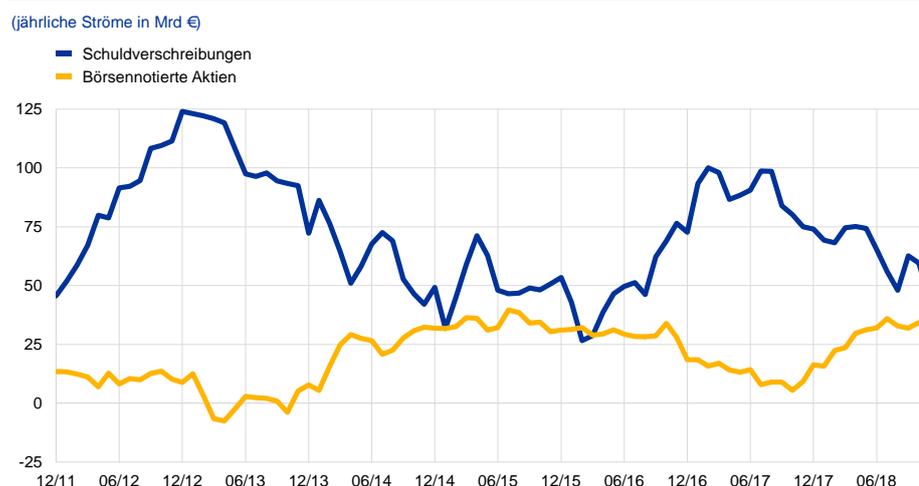
Anmerkung: Die gewichteten Zinsen für Bankkredite errechnen sich durch Aggregation der kurz- und langfristigen Kreditzinsen auf Basis des gleitenden 24-Monatsdurchschnitts des Neugesäftsvolumens. Die jüngsten Angaben beziehen sich auf November 2018.

Die Nettoemission von Schuldverschreibungen durch nichtfinanzielle Kapitalgesellschaften im Euroraum ging in den ersten beiden Monaten des vierten Quartals 2018 etwas zurück, nachdem sie in den entsprechenden Monaten des Vorquartals leicht gestiegen war.

Aus aktuellen Daten der EZB geht hervor, dass der Nettostrom an von nichtfinanziellen Kapitalgesellschaften begebenen Schuldverschreibungen im Oktober und November 2018 geringfügig negativ ausfiel. Dies steht im Gegensatz zum typischen saisonalen Verlaufsmuster der letzten Jahre, als die Emission tendenziell vor allem im letzten Monat des vierten Quartals schwach war. In einer eher mittelfristigen Betrachtung (siehe Abbildung 12) zeigt sich, dass die jährlichen Ströme an Schuldverschreibungen weiter zurückgingen: Im November 2018 beliefen sie sich auf 44 Mrd €, nachdem sie in den vorangegangenen 12 Monaten um 30 Mrd € gesunken waren. Die verfügbaren Marktdaten deuten darauf hin, dass die Nettoemission von Schuldverschreibungen im Dezember 2018 gering blieb, sich dann aber Anfang Januar 2019 wieder etwas erholte. Die Nettoemission börsennotierter Aktien durch nichtfinanzielle Kapitalgesellschaften entwickelte sich im Oktober und November 2018 indes insgesamt recht robust, nachdem hier in den ersten beiden Monaten des dritten Quartals 2018 ein leicht

negativer Wert verzeichnet worden war. Gemessen an den jährlichen Strömen lag der Nettoabsatz börsennotierter Aktien nach wie vor in der Nähe der seit 2012 verzeichneten Höchststände.

Abbildung 12
Nettoemission von Schuldverschreibungen und börsennotierten Aktien durch nichtfinanzielle Kapitalgesellschaften im Euroraum



Quelle: EZB.
 Anmerkung: Monatswerte auf der Grundlage eines rollierenden Zwölfmonatszeitraums. Die jüngsten Angaben beziehen sich auf November 2018.

Trotz einer leichten Zunahme in den letzten Monaten blieben die Finanzierungskosten für die nichtfinanziellen Kapitalgesellschaften im Euroraum unter dem Strich günstig. Die gesamten nominalen Kosten der Außenfinanzierung der nichtfinanziellen Kapitalgesellschaften (bestehend aus Bankkrediten, Anleiheemissionen am Markt und Beteiligungsfinanzierungen) lagen im November weiterhin bei rund 4,7 % und dürften im Dezember 2018 sowie im Januar 2019 weiter angestiegen sein. Damit liegen die Finanzierungskosten nun zwar etwa 54 Basispunkte über ihrem historischen Tiefstand vom August 2016, aber nach wie vor unter dem Niveau vom Sommer 2014. Die seit Ende des dritten Jahresviertels 2018 gestiegenen Finanzierungskosten spiegeln einen Anstieg sowohl der Eigenkapitalkosten als auch der Kosten für die marktbasierende Fremdfinanzierung wider. Die Kosten für kurz- wie auch für langfristige Bankkredite blieben in diesem Zeitraum recht stabil.

Kästen

1 Jüngste Entwicklung der Ölpreise

Dominic Quint

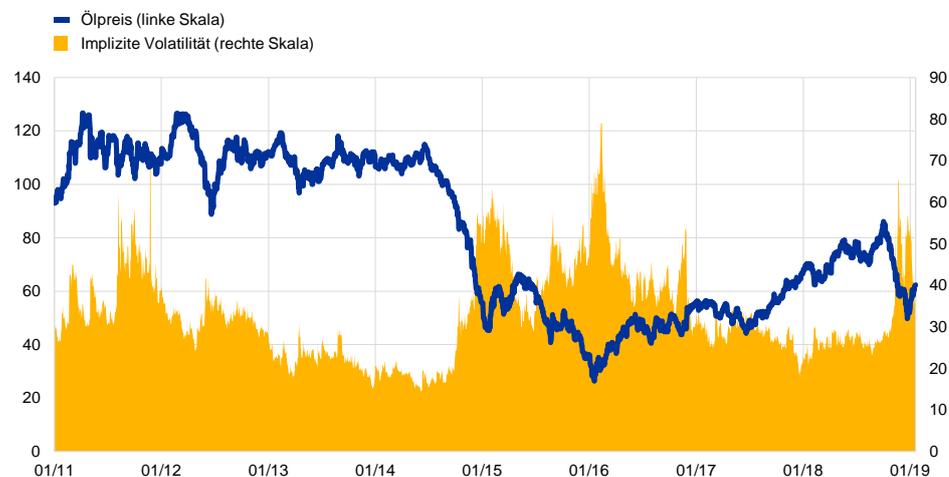
Vor dem Hintergrund der starken Ölpreisschwankungen der vergangenen Monate werden im vorliegenden Kasten die wichtigsten Bestimmungsfaktoren der Ölmarktentwicklung beleuchtet. Während sich die Nachfrage als recht stabil erwies, waren angebotsseitige Faktoren ausschlaggebend für die jüngste Volatilität der Ölnotierungen.

In den vergangenen Monaten vollzogen die Ölpreise eine deutliche Kehrtwende, die mit einem starken Anstieg der impliziten Preisvolatilität einherging. Nachdem die Notierungen für Rohöl der Sorte Brent seit dem Sommer 2017 zugelegt und Anfang Oktober 2018 mit 86 USD je Barrel einen Höchststand erreicht hatten, erfuhren sie anschließend eine merkliche Korrektur und sanken bis zum Jahresende 2018 um rund 40 % (siehe Abbildung A). Eine ähnliche Preiskorrektur war bereits vier Jahre zuvor zu beobachten gewesen. Nach einer mehrjährigen Phase, in der Brent-Rohöl mit etwa 110 USD je Barrel gehandelt wurde, kam es im Jahr 2014 zu einem Einbruch am Markt. Im Januar 2016 fielen die Notierungen dann auf unter 30 USD je Barrel. Solche Phasen des Preisverfalls gehen in der Regel mit einer hohen Unsicherheit einher. Auf Basis von Optionen auf den United States Oil Fund bildet der Oil Volatility Index (OVX) die Erwartungen hinsichtlich der Ölpreisvolatilität in der nahen Zukunft ab. Im November erreichte die Unsicherheit an den Ölmärkten ein Niveau, das zuletzt während des kräftigen Rückgangs der Ölnotierungen zum Jahreswechsel 2014/2015 und zum Jahresanfang 2016 verzeichnet worden war.

Abbildung A

Ölpreis

(linke Skala: in USD je Barrel; rechte Skala: Index)



Quellen: Bloomberg und Haver Analytics.

Anmerkung: Der Chicago Board Options Exchange (CBOE) Crude Oil ETF Volatility Index (OVX) misst die Erwartungen der Marktteilnehmer hinsichtlich der Volatilität der Rohölpreise in den kommenden 30 Tagen. Hierzu wird für Optionen auf den United States Oil Fund die VIX-Methodik angewendet und eine große Bandbreite an Ausübungspreisen berücksichtigt. Die jüngsten Angaben beziehen sich auf den 21. Januar 2019.

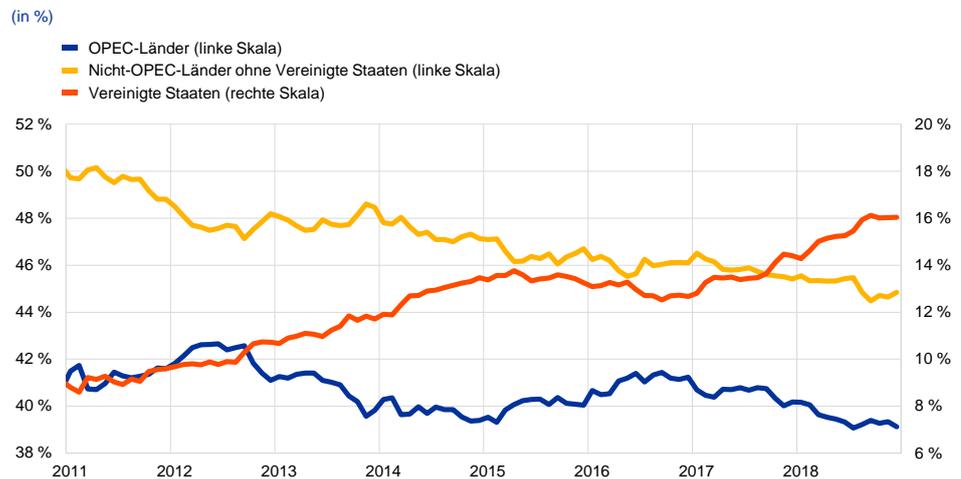
Verschiebungen in der Bedeutung unterschiedlicher Förderquellen sind seit dem Aufkommen von Schieferöl in den Vereinigten Staaten ein wichtiger Bestimmungsfaktor der Ölpreise. Seit dem Jahr 2011 wurden die Förderkapazitäten für US-Schieferöl stark ausgeweitet, was es den USA ermöglicht – gemessen am täglichen Produktionsvolumen – mit zwei der weltgrößten Ölproduzenten, Russland und Saudi-Arabien, zu konkurrieren.¹ Durch Fortschritte bei der Fördertechnologie sowie Investitionen in Pipelinesysteme und Schienenkapazitäten konnten die US-Produzenten ihre Fördermengen steigern. Damit sind die USA zu einem bedeutenden Anbieter am globalen Ölmarkt aufgestiegen. Von 2011 bis zum Sommer 2014 erhöhte sich der Anteil der Vereinigten Staaten am Gesamtangebot deutlich (siehe Abbildung B). Ende 2014 änderten die Mitglieder der Organisation erdölexportierender Länder (OPEC) offenbar ihre Strategie und schafften die Förderquoten ab. Damit wollten sie Marktanteile zurückgewinnen und nach Meinung einiger Marktanalysten das US-amerikanische Angebot verdrängen, indem die Ölpreise so weit nach unten gedrückt werden sollten, dass die US-Schieferölproduktion nicht mehr profitabel wäre.² Die Maßnahmen der OPEC hatten aber lediglich eine kurzzeitige Verringerung der Schieferölförderung zur Folge. Ende 2016 mussten die OPEC-Länder ihr Vorgehen überdenken, denn Sorgen hinsichtlich der weltweiten Nachfrage führten zu einer weiteren Verbilligung von Öl. Zudem belastete die Strategie die Staatsfinanzen der Mitgliedsländer, sodass sich die Indikatoren für die Tragfähigkeit der öffentlichen Finanzen von 2014 bis 2016 in den

¹ Weitere Informationen zur Schieferölproduktion in den Vereinigten Staaten finden sich in: EZB, [Der Ölmarkt im Zeitalter des Schieferöls](#), Wirtschaftsbericht 8/2017, Dezember 2017.

² Eine ökonomische Interpretation der strategischen Maßnahmen der OPEC findet sich beispielsweise in: A. Behar und R. A. Ritz, [An analysis of OPEC's strategic actions, US shale growth and the 2014 oil price crash](#), Working Paper des IWF, Nr. 16/131, 2016.

meisten OPEC-Staaten drastisch verschlechterten.³ Sobald die Ölpreise 2017 wieder anzogen, machten die US-Produzenten rasch wieder Marktanteile gut.⁴

Abbildung B
Marktanteil der Ölproduzenten



Quellen: Internationale Energieagentur und EZB-Berechnungen.
Anmerkung: Die jüngsten Angaben beziehen sich auf Dezember 2018.

Die jüngsten, zum Jahresende 2018 beobachteten Ölpreisausschläge waren auch auf deutlich veränderte Einschätzungen der Marktteilnehmer bezüglich der Aussichten für das Ölangebot zurückzuführen. Trotz der zunehmenden Fördermengen in den USA stiegen die Ölpreise in den ersten drei Quartalen des Jahres 2018 an, da die rückläufige Produktion in Venezuela und die erwartete Verringerung der Ausfuhren des Iran nach dem Rückzug der USA vom iranischen Atomabkommen aus dem Jahr 2015 in den Fokus der Märkte rückten. Im Mai 2018 kündigten die Vereinigten Staaten an, mit Wirkung vom November 2018 erneut Sanktionen gegen iranische Ölexporte zu verhängen. Bis Oktober 2018 waren die Ölausfuhren des Iran bereits um rund 0,35 Millionen Barrel pro Tag gesunken.⁵ Unterdessen zeigten sich die Marktteilnehmer besorgt, ob die OPEC reagieren und die Förderung erhöhen würde, um damit den Wegfall des iranischen Öls an den Weltmärkten auszugleichen. Ab Anfang Oktober war jedoch eine deutliche Preiskorrektur zu verzeichnen. Saudi-Arabien und Russland sicherten tatsächlich zu, ihre Produktion nach der Umsetzung der Sanktionen nötigenfalls auszuweiten. Weiterer Abwärtsdruck auf die Preise ging von der Entscheidung der US-Regierung aus, wichtigen Kunden des Iran eine sechsmonatige Ausnahmeregelung für Öl-Importe zu gewähren. Anfang Dezember 2018 beschloss die OPEC gemeinsam mit großen Nicht-OPEC-Produzenten eine Drosselung der Fördermengen. Die vorgeschlagenen Produktionskürzungen lagen jedoch am unteren Ende dessen, was die Märkte für notwendig hielten, um die Ölnotierungen nachhaltig zu beeinflussen. Zugleich gab es

³ Siehe beispielsweise M. A. Kose, S. Kurlat, F. Ohnsorge und N. Sugawara, [A Cross-Country Database of Fiscal Space](#), Policy Research Working Paper der Weltbank, Nr. 8157, 2017.

⁴ Ende 2018 wurden die USA – unter Berücksichtigung sämtlicher Ein- und Ausfuhren von Rohöl und Mineralölprodukten – sogar erstmals in ihrer Geschichte zum Netto-Ölexporteur.

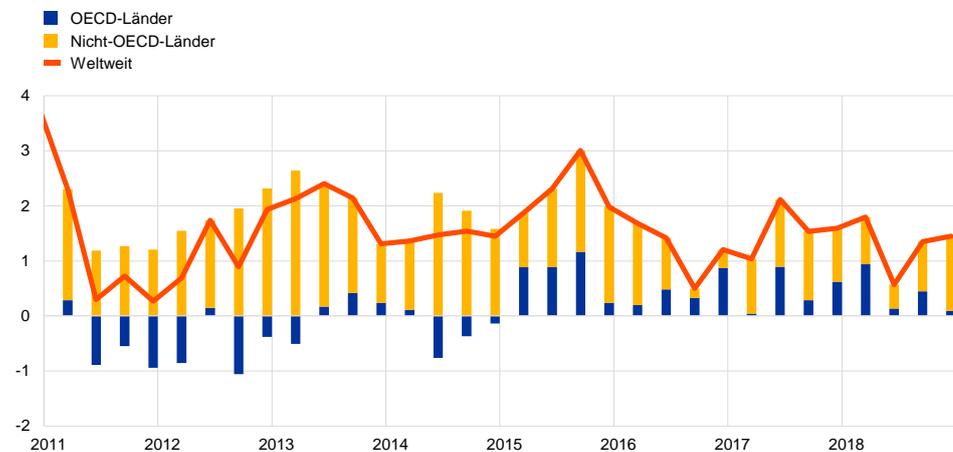
⁵ Die Auswirkungen waren damit weniger gravierend als 2012; seinerzeit waren die iranischen Ölexporte aufgrund von Sanktionen um etwa 1 Million Barrel pro Tag zurückgegangen.

auch Zweifel, inwieweit die Mitgliedstaaten dem Beschluss Folge leisten würden.⁶ Dementsprechend hielt der Rückgang der Ölpreise bis Anfang 2019 an, als erste Indikatoren für Dezember auf eine kräftige Abnahme der OPEC-Förderung schließen ließen.

Das Wachstum der aggregierten Ölnachfrage hat sich demgegenüber in den letzten Jahren zwar stabiler entwickelt, doch wird es sich den Erwartungen zufolge 2019 verlangsamen. Als Haupttriebfeder der globalen Ölnachfrage war in den vergangenen zehn Jahren der Energieverbrauch in den Nicht-OECD-Ländern, allen voran China, auszumachen (siehe Abbildung C). Allerdings stand dem steigenden Bedarf in den Schwellen- und Entwicklungsländern ein geringeres Nachfragewachstum der OECD-Staaten gegenüber. Da sich die Konjunktur in den Schwellen- und Entwicklungsländern zuletzt etwas abgeschwächt hat, ist es beim Wachstum der Ölnachfrage zu einer graduellen Annäherung zwischen OECD- und Nicht-OECD-Ländern gekommen. Angesichts der für 2019 erwarteten leichten Verlangsamung der weltwirtschaftlichen Aktivität hat die Internationale Energieagentur ihre Prognosen zur Ausweitung der Ölnachfrage in den vergangenen Monaten nach unten revidiert. Dies führte vor dem Hintergrund einer breit angelegten Korrektur an den internationalen Finanzmärkten dazu, dass die Ölnotierungen – insbesondere in der zweiten Dezemberhälfte – zusätzlich unter Druck gerieten.

Abbildung C
Ölnachfrage

(Veränderung gegen Vorjahr in %; Quartalswerte)



Quellen: Internationale Energieagentur und EZB-Berechnungen.
Anmerkung: Die jüngsten Angaben beziehen sich auf das vierte Quartal 2018.

⁶ Die Einigkeit der OPEC-Mitgliedstaaten wurde zudem durch die Entscheidung Katars, aus der OPEC auszutreten, auf die Probe gestellt. Katar, das bis dahin der elftgrößte Ölproduzent der OPEC war, möchte sich stärker auf seine Erdgasproduktion konzentrieren und nicht länger an die Vereinbarungen der OPEC gebunden sein.

Die OPEC und die anderen wichtigen Ölproduzenten, die mit der OPEC kooperieren, üben inzwischen einen etwas geringeren, aber immer noch entscheidenden Einfluss auf die Ölpreisdynamik aus.

Großen konventionellen Ausgleichsproduzenten wie Saudi-Arabien kommt dabei weiterhin eine hohe Bedeutung zu. Beispielsweise verfügen nach wie vor nur die OPEC-Länder über genügend Kapazitätsreserven, um ihre Produktion bei plötzlich auftretenden Nachfragespitzen hochfahren zu können.⁷ Dennoch ist es der OPEC in den Jahren 2014 und 2015 mit ihrer Strategie der Ölpreissenkungen nicht gelungen, die Schieferölproduktion der Vereinigten Staaten dauerhaft zu verdrängen. Dies lässt darauf schließen, dass die OPEC nicht mehr uneingeschränkt in der Lage ist, die Preise über längere Zeiträume hinweg auf einem gewünschten Niveau zu stabilisieren. Während die Kosten bei konventioneller Ölförderung normalerweise niedriger sind als bei der Schieferölproduktion, benötigen die meisten traditionellen Ölexportländer dennoch höhere Ölpreise, um ihre Staatshaushalte auszugleichen.⁸ Die neuartige Technologie der Schieferölförderung hat jedoch dazu beigetragen, den Aufwärtsdruck auf die Ölnotierungen zu begrenzen, da die US-Produktion in der Regel steigt, sobald die Preise das Kostendeckungsniveau überschreiten. Eine Umfrage der Federal Reserve Bank of Dallas in der Energiebranche hat ergeben, dass bestehende Ölquellen bei einer Preisspanne von 25 USD bis 35 USD je Barrel profitabel betrieben werden können. Für die Erschließung neuer Ölquellen sind allerdings etwas höhere Preise notwendig (siehe Abbildung D).

Die Schieferölrevolution hat die Struktur des Ölmarkts verändert. Die OPEC ist nun gefordert, die endogene Reaktion der Schieferölproduzenten in ihre Strategien einzubeziehen.

Der vom Schieferöl ausgehende Konkurrenzdruck mag die traditionellen Ölproduzenten in ihrer Fähigkeit beschneiden, die Preise über einen langen Zeitraum hinweg über ein bestimmtes Niveau anzuheben. Gleichzeitig hat der Anpassungsprozess der OPEC an die neue Wettbewerbssituation in den letzten Jahren, und entsprechend auch im zweiten Halbjahr 2018, zu einer gewissen Volatilität der Ölnotierungen geführt.

⁷ Die Kapazitätsreserven der OPEC werden auf 1 Million bis 2 Millionen Barrel pro Tag geschätzt. Eine Aufstockung in dieser Größenordnung sollte innerhalb von 30 bis 90 Tagen möglich sein. Die Vereinigten Staaten sind nach wie vor nur begrenzt in der Lage, das Ölangebot kurzfristig stark auszuweiten. Für eine Produktionssteigerung um täglich 0,5 Millionen Barrel würden die Produzenten in den USA sechs Monate benötigen, um ihre Bohraktivitäten hochzufahren. Siehe R. G. Newell und B. C. Prest, [Is the US the New Swing Producer? The Price-Responsiveness of Tight Oil](#), RFF Working Paper, Nr. 17-15, Resources for the Future, Juni 2017.

⁸ Siehe IWF, [Statistical Appendix](#) des Regional Economic Outlook: Middle East and Central Asia, November 2018.

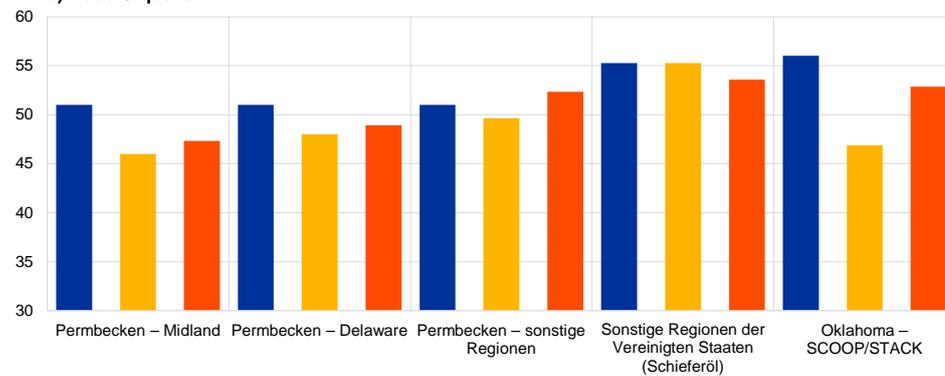
Abbildung D

Kostendeckungspreis für Ölproduzenten in den USA

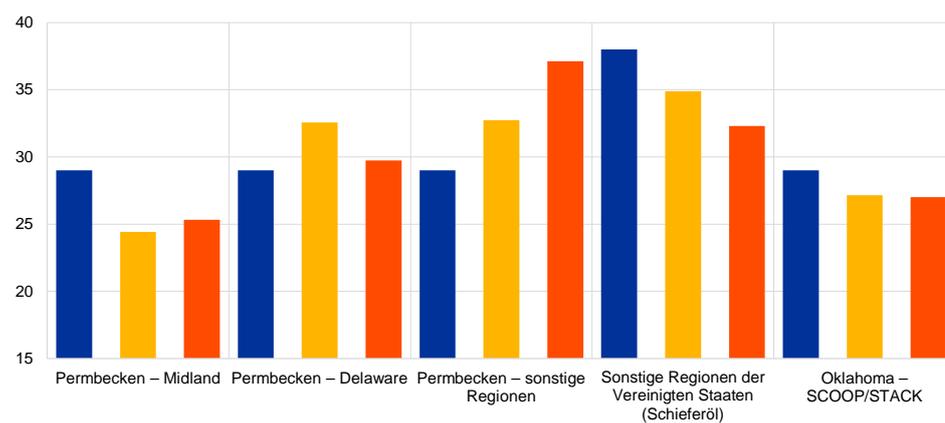
(in USD je Barrel)

■ 2016
■ 2017
■ 2018

a) Neue Ölquellen



b) Bestehende Ölquellen



Quelle: Dallas Fed Energy Survey.

Anmerkung: Zur Deckung der Betriebskosten für neue und bestehende Ölquellen erforderliche Durchschnittspreise nach Regionen. Als Referenz dient der Preis für Rohöl der Sorte West Texas Intermediate (WTI), der durchschnittlich 10 % unter Brent-Rohöl notiert. Die Daten basieren auf einer im Zeitraum vom 14. bis 22. März 2018 durchgeführten Umfrage.

2 Bestimmungsfaktoren und Risiken für die inländische Nachfrage im Euro-Währungsgebiet

Malin Andersson und Benjamin Mosk

Der Konjunkturaufschwung im Euro-Währungsgebiet dürfte sich in moderatem Tempo fortsetzen, wobei die erhöhte Unsicherheit auf verstärkte Abwärtsrisiken für die Wachstumsaussichten hindeutet. Zunehmende Unsicherheiten

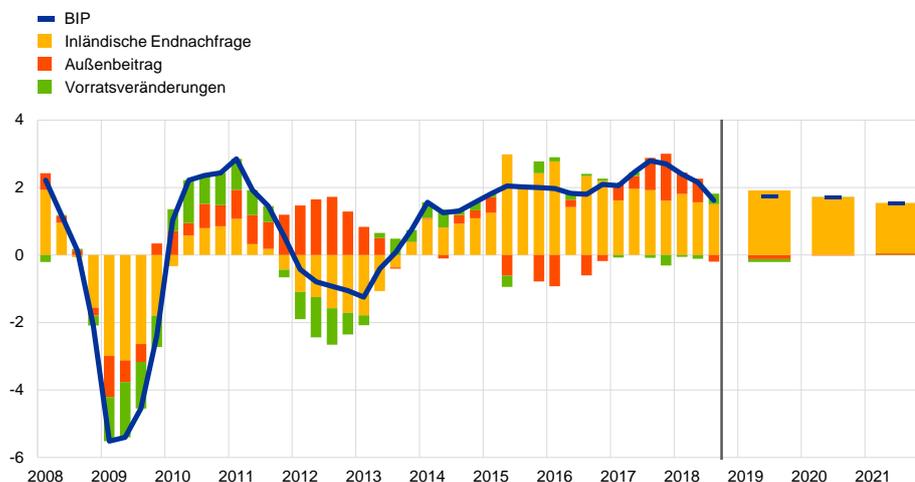
weltweit, die Aussicht auf einen Brexit, der sich verstärkende Protektionismus, die Volatilität in den Schwellenländern sowie die politische Unsicherheit in einigen Teilen des Eurogebiets stellen große Herausforderungen für die nachhaltige Entwicklung der Binnennachfrage dar. Laut den von Experten des Eurosystems erstellten gesamtwirtschaftlichen Projektionen vom Dezember 2018⁹ dürften die Wachstumsaussichten durch einen anhaltenden Anstieg der inländischen Nachfrage in den kommenden Jahren gestützt werden, wenngleich vom Außenbeitrag und von den Vorratsveränderungen nur sehr begrenzte Wachstumsimpulse ausgehen (siehe Abbildung A). Im Einklang mit dem vorangeschrittenen Konjunkturzyklus, der durch eine zunehmende Verknappung des Arbeitsangebots in einigen Ländern und eine von einem niedrigen Niveau ausgehende Erholung der Sparquoten gekennzeichnet ist, wird sich das Wachstum den Erwartungen zufolge zwar verlangsamen, doch sollte sich die Konjunktur aufgrund mehrerer Faktoren – darunter die erwartete anhaltende Expansion der Weltwirtschaft, der akkommodierende geldpolitische Kurs mit seiner stützenden Wirkung auf die Finanzierungsbedingungen, die Verbesserung der Lage an den Arbeitsmärkten, Lohnsteigerungen und eine gewisse Lockerung des finanzpolitischen Kurses – als relativ robust erweisen. Im vorliegenden Kasten werden die Triebkräfte der Inlandsausgaben und die potenziellen negativen Effekte der erhöhten weltweiten Unsicherheit auf die Binnenkonjunktur beleuchtet.

⁹ Siehe EZB, [Von Experten des Eurosystems erstellte gesamtwirtschaftliche Projektionen für das Euro-Währungsgebiet](#), Dezember 2018.

Abbildung A

Aufschlüsselung des Wachstums des realen BIP im Euroraum

(Veränderung gegen Vorjahr in %; Beiträge in Prozentpunkten)



Quellen: Eurostat und EZB, Von Experten des Eurosystems erstellte gesamtwirtschaftliche Projektionen für das Euro-Währungsgebiet, Dezember 2018.

Anmerkung: Die jüngsten Angaben zu den tatsächlichen Ergebnissen beziehen sich auf das dritte Quartal 2018. Bei den Angaben rechts der senkrechten grauen Linie handelt es sich um Projektionen.

Den von Experten des Eurosystems erstellten gesamtwirtschaftlichen Projektionen vom Dezember 2018 zufolge dürften die privaten Konsumausgaben auch in Zukunft durch Beschäftigungs- und Einkommenszuwächse als wichtige Bestimmungsfaktoren der Einkommensentwicklung der privaten Haushalte gestützt werden.

Die in den ersten drei Quartalen 2018 beobachtete Wachstumsabschwächung des realen BIP im Euro-Währungsgebiet¹⁰ hing unter anderem mit der Entwicklung des privaten Konsums zusammen, dessen Zuwachsraten sich bis zum dritten Jahresviertel verringerten. Das Verbrauchervertrauen sank im Jahresverlauf 2018, blieb aber über seinem langfristigen Durchschnittswert. Mit Blick auf die Zukunft dürften sich die privaten Konsumausgaben weiterhin im Einklang mit dem real verfügbaren Einkommen entwickeln. Den größten Wachstumsbeitrag zum real verfügbaren Einkommen leistet das reale Arbeitseinkommen (siehe Abbildung B), das in zunehmendem Maße von der Lohnentwicklung und weniger von der Beschäftigungsentwicklung getragen werden dürfte. Aus dieser Zusammensetzung erklärt sich zum Teil auch die Verlangsamung des Konsumwachstums, reagiert der private Verbrauch doch in der Regel stärker auf Veränderungen der Beschäftigung als des Einkommens. Die Terms of Trade, die das Verhältnis zwischen Ausfuhr- und Einfuhrpreisen wiedergeben, werden sich den Erwartungen zufolge verbessern und das verfügbare Einkommen zusätzlich stützen,¹¹ da die Ölpreise nach dem im dritten Quartal 2018 verzeichneten Anstieg voraussichtlich wieder sinken werden. Einschränkend ist dabei anzumerken, dass die Ölpreise sehr schwankungsanfällig sein können, wie sich erst kürzlich gezeigt hat. Auch das Vermögenseinkommen dürfte sich weiterhin positiv auf das real verfügbare

¹⁰ Siehe EZB, [Zyklische wie auch temporäre Faktoren als Ursache für die jüngste Verlangsamung des Wirtschaftswachstums im Euro-Währungsgebiet](#), Kasten 2, Wirtschaftsbericht 4/2018, Juni 2018.

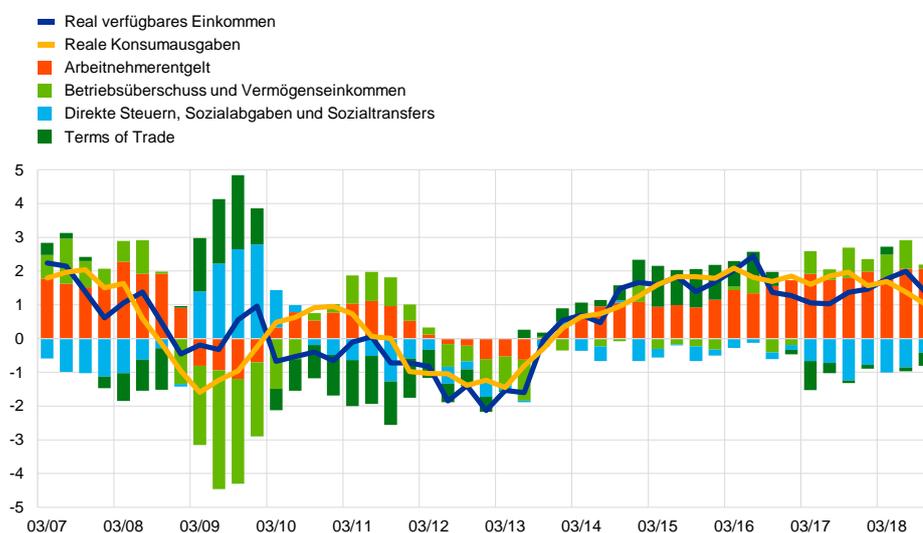
¹¹ Siehe EZB, [Ölpreise, Terms of Trade und private Konsumausgaben](#), Kasten 3, Wirtschaftsbericht 6/2018, September 2018.

Einkommen auswirken. Von der Finanzpolitik, die in den vergangenen Jahren entsprechend dem zyklischen Mechanismus fiskalischer Stabilisatoren insgesamt noch einen negativen Beitrag leistete, wird den Erwartungen zufolge im laufenden Jahr ebenfalls eine leicht stützende Wirkung auf das verfügbare Einkommen ausgehen. Darüber hinaus sollten auch die erzielten Fortschritte beim Schuldenabbau der privaten Haushalte den Konsum begünstigen, wenngleich die Verschuldung in diesem Sektor noch immer relativ hoch ist. Alles in allem wird das real verfügbare Einkommen dem privaten Verbrauch zugutekommen und den Privathaushalten gleichzeitig einen allmählichen Ersparnisaufbau ermöglichen.

Abbildung B

Private Konsumausgaben und Aufschlüsselung des Wachstums des verfügbaren Einkommens

(Veränderung gegen Vorjahr in %; Beiträge in Prozentpunkten)



Quellen: Eurostat und EZB-Berechnungen.

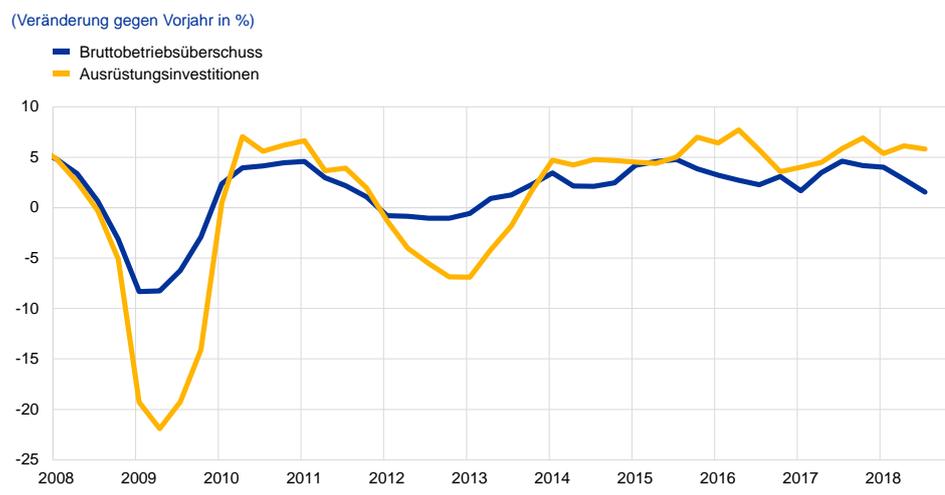
Anmerkung: Der Beitrag der Terms of Trade wird näherungsweise anhand der Differenz der Deflatoren des BIP und der privaten Konsumausgaben ermittelt. Die jüngsten Angaben beziehen sich auf das dritte Quartal 2018.

Vor dem Hintergrund eines reifenden Konjunkturzyklus dürften die Unternehmensinvestitionen trotz eines unsichereren Umfelds weiter steigen.

Gestützt wird die Investitionstätigkeit der Unternehmen durch die Entwicklung der inländischen Nachfrage, Kapazitätsengpässe und eine dem historischen Verlaufsmuster entsprechende Ertragsentwicklung (siehe Abbildung C). Allerdings dürfte sich das Tempo der Investitionen verlangsamen, da der Konjunkturzyklus seinen Reifepunkt erreicht und sich die Gewinn- und Nachfragesituation verschlechtert. Die Finanzierungsbedingungen sind nach wie vor akkommodierend, doch dürfte ihr positiver Einfluss auf die Finanzierungsbedingungen allmählich nachlassen. Darüber hinaus werden auch die Bilanzverbesserungen und der geringere Liquiditätsbedarf der Unternehmen im Euroraum die Investitionen des Unternehmenssektors begünstigen. Was den Wohnimmobilienmarkt betrifft, so weist der Stand der Konjunkturindikatoren zum Jahreswechsel – wie etwa die gedämpfte Entwicklung des Einkaufsmanagerindex und die Bauproduktion – auf einen zunehmenden Arbeitskräftemangel in einigen Ländern und eine kurzfristige Wachstumsabschwächung bei den Wohnungsbauinvestitionen hin. Mittelfristig

hingegen sollten sich die Wohnungsbauinvestitionen, die in vielen größeren Euro-Ländern noch unter ihrem Vorkrisenniveau liegen, gestützt durch die Entwicklung der Wohnimmobilienpreise weiter beleben.

Abbildung C
Wachstum der Ausrüstungsinvestitionen und der Gewinne



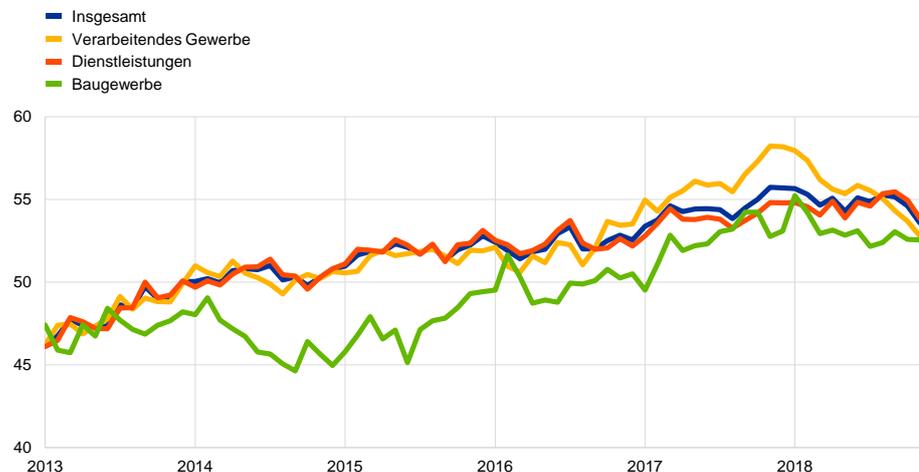
Quelle: Eurostat.
Anmerkung: Die jüngsten Angaben beziehen sich auf das dritte Quartal 2018.

Ferner gibt es Anzeichen, dass das Wachstum neben zyklischen Einflüssen zunehmend auch durch strukturelle Faktoren gestützt wird, wenngleich gewisse Anfälligkeiten bestehen. Der Abbau gesamtwirtschaftlicher Ungleichgewichte, vor allem in den ehemaligen Programmländern, sowie strukturelle Reformen haben die Widerstandsfähigkeit des Euroraums und die Wirksamkeit der Geldpolitik gestärkt. Dies dürfte auch die nachteiligen Folgen idiosynkratischer Schocks in den Euro-Ländern verringern. Zugleich ergeben sich potenzielle Anfälligkeiten unter anderem aus der nach wie vor hohen öffentlichen und privaten Verschuldung, den notleidenden Krediten in den Bankbilanzen, den unter dem Vorkrisenniveau liegenden Ersparnissen der privaten Haushalte und den immer noch bestehenden strukturellen Rigiditäten in einigen Ländern.

Die Widerstandsfähigkeit der Komponenten der Binnennachfrage könnte insbesondere durch die steigende globale Unsicherheit – unter anderem im Zusammenhang mit einer Verschärfung der Handelsspannungen – beeinträchtigt werden. Aus den Daten zu den privaten Konsumausgaben geht hervor, dass der Anstieg des Arbeitseinkommens den privaten Verbrauch weiter stützen dürfte, auch wenn sich die Unsicherheit in Bezug auf den Welthandel negativ auswirken könnte. Das wird durch Umfrageergebnisse zu den Beschäftigungserwartungen bestätigt. Zwar liegen diese weiterhin insgesamt auf hohem Niveau, doch haben sich die Aussichten in stärker handelsabhängigen Sektoren (z. B. im verarbeitenden Gewerbe) etwas eingetrübt (siehe Abbildung D).

Abbildung D Beschäftigungserwartungen

(Diffusionsindex: 50 = keine Veränderung gegenüber Vormonat)



Quelle: Europäische Kommission.

Anmerkung: Die jüngsten Angaben beziehen sich auf Dezember 2018.

Die gestiegene globale Unsicherheit könnte sich Umfrageergebnissen und modellbasierter Evidenz zufolge stärker auf die Unternehmensinvestitionen als auf die privaten Konsumausgaben auswirken.

Die Messung von Unsicherheit ist schwierig, aber die Negativwirkung auf die Investitionsentscheidungen von Unternehmen, die sich aus einer gestiegenen Unsicherheit ergibt, ist gut dokumentiert.¹² So geht aus Länderumfragen hervor, dass eine zunehmende globale Unsicherheit zu einer gewissen Verzögerung bei Investitionsentscheidungen führt.¹³ Um die Auswirkungen beurteilen zu können, wurden auf Basis des Mehrländer-Prognosemodells der EZB zwei Simulationen durchgeführt.¹⁴ In beiden Simulationen wurden die Residualgrößen der Investitionsgleichungen für die größten Euro-Länder im Modell geschockt, um einen Anstieg des Volatilitätsindex VIX nachzubilden (siehe Abbildung E). Dabei wurden historische Korrelationen zwischen dem Volatilitätsindex und den Residualgrößen genutzt. Im ersten Szenario wurde der VIX um eine Standardabweichung des Index im vierten Quartal 2018 erhöht, wobei die

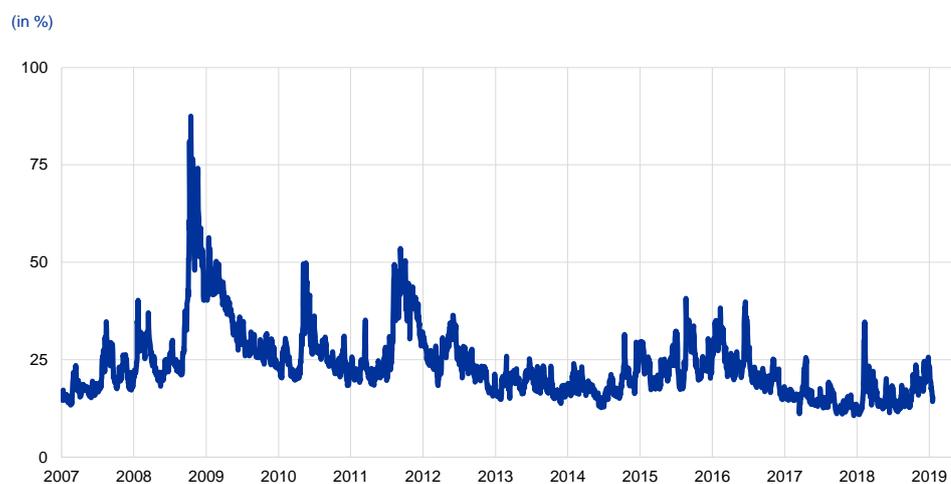
¹² Als Reaktion auf Unsicherheitsschocks können die Unternehmen ihre Lagerhaltung anpassen, indem sie ihre Bestellungen ausländischer Vorleistungsgüter überproportional verringern, sodass die internationalen Handelsströme einen größeren Rückgang verzeichnen als die Binnenkonjunktur. Siehe beispielsweise D. Novy und A. M. Taylor, [Trade and Uncertainty](#), CEP Discussion Paper, Nr. 1266, Centre for Economic Performance, 2014. Ungewisse Aussichten in Bezug auf die Handelspolitik veranlassen Unternehmen dazu, den Markteintritt im Ausland (extensiver Rand) und auch die Investitionen in neue Technologien (intensiver Rand) aufzuschieben. Siehe K. Handley und N. Limão, [Trade and Investment under Policy Uncertainty: Theory and Firm Evidence](#), in: *American Economic Journal: Economic Policy*, Bd. 7, Nr. 4, November 2015. Wertschöpfungsketten können den Einfluss von Unsicherheit im Zusammenhang mit der Handelspolitik vergrößern. Siehe A. Osnago, R. Piermartini und N. Rocha, [The Heterogeneous Effects of Trade Policy Uncertainty: How Much Do Trade Commitments Boost Trade?](#), Policy Research Working Paper der Weltbank, Nr. 8567, 2018.

¹³ Siehe beispielsweise Banca d'Italia, [Economic Bulletin](#), Nr. 4, 2018; DIHK, [Die Luft wird dünner](#), Konjunkturumfrage Herbst 2018, Deutscher Industrie- und Handelskammertag, Oktober 2018; Banco de España, [Economic Bulletin](#), Nr. 3, 2018.

¹⁴ Siehe A. Dieppe, A. Gonzáles-Pandiella und A. Willman, [The ECB's New Multi-Country Model for the euro area: NMCM – Simulated with rational expectations](#), in: *Economic Modelling*, Bd. 29, Ausgabe 6, 2012, S. 2597-2614, sowie A. Dieppe, A. Gonzáles-Pandiella, S. Hall und A. Willman, [Limited information minimal state variable learning in a medium-scale multi-country model](#), in: *Economic Modelling*, Bd. 33, 2013, S. 808-825.

nachfolgenden VIX-Werte dem historischen Persistenzmuster entsprachen. Dieser Schock führte zu einem Investitionsrückgang, wobei die Negativwirkung in der zweiten Jahreshälfte 2019 ihren Höhepunkt erreichte (siehe Abbildung F). Im zweiten Szenario entsprach der anfängliche Anstieg des VIX dem vierteljährlichen Anstieg des Index auf dem Höhepunkt der europäischen Staatsschuldenkrise, wobei die nachfolgenden VIX-Werte ebenfalls dem historischen Verlaufsmuster folgten. Diese Simulation ergab eine größere Negativwirkung auf die Investitionen (siehe Abbildung F). In beiden Szenarien wurde bei nachlassender Unsicherheit nahezu die Hälfte des in der Spitze verzeichneten Investitionsrückgangs nach zweieinhalb Jahren wieder wettgemacht.

Abbildung E
Volatilitätsindex VIX

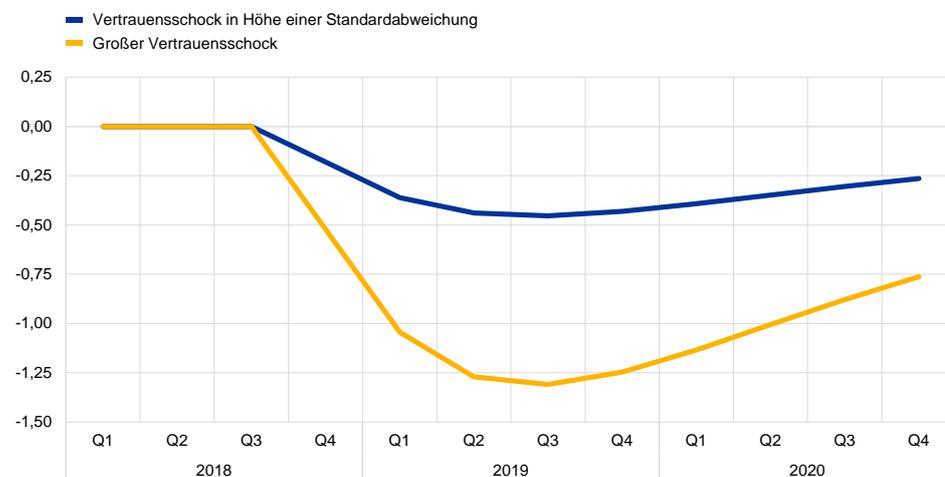


Quelle: Haver Analytics.
Anmerkung: Die jüngsten Angaben beziehen sich auf den 21. Januar 2019.

Abbildung F

Wirkung von Unsicherheitschocks auf die Gesamtinvestitionen im Euroraum

(in %; Abweichung vom Basisszenario)



Quelle: EZB-Berechnungen.

Anmerkung: Grundlage der betrachteten Szenarien sind historische VIX-Verlaufsmuster, die sich durch eine AR(1)MA(1)-Regression mit quartalsdurchschnittlichen VIX-Daten über zwölf Jahre ermitteln lassen. Der Vertrauenschock in Höhe einer Standardabweichung beläuft sich auf einen anfänglichen Anstieg von 5,5 Prozentpunkten, der dem Anstieg der quartalsdurchschnittlichen VIX-Werte vom dritten bis zum vierten Quartal 2018 entspricht. Beim Szenario mit dem größeren Vertrauenschock, das auf dem Anstieg der Volatilität auf dem Höhepunkt der europäischen Staatsschuldenkrise basiert, wird ein anfänglicher Anstieg von 16 Prozentpunkten angesetzt.

Zusammenfassend ist festzuhalten, dass das Wachstum der Binnennachfrage, vor allem der privaten Konsumausgaben, in den nächsten Jahren weiterhin eine wichtige Triebfeder der konjunkturellen Entwicklung sein wird, wenngleich sich der Wachstumsbeitrag angesichts des erwarteten Reifepunkts des Konjunkturzyklus abschwächen dürfte. Zugleich ergibt sich aus den zunehmenden Unsicherheiten auf globaler Ebene insbesondere im Hinblick auf die Unternehmensinvestitionen ein Abwärtsrisiko für die Zukunftsaussichten.

3 Automatische Auswirkungen veränderter Ölpreisannahmen auf die Projektionen zur HVPI-Inflationsrate für Energie im Euro-Währungsgebiet

Mario Porqueddu

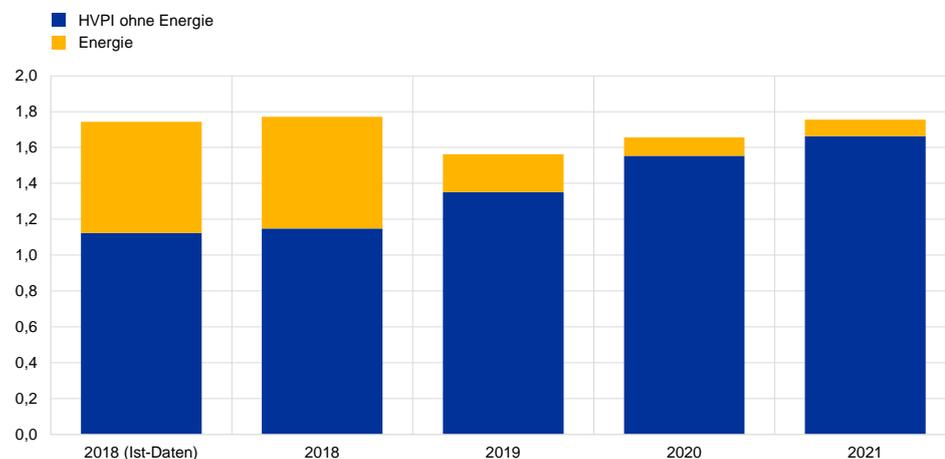
Inflationsprojektionen stützen sich auf Modelle, Annahmen und Expertenmeinungen. Hierzu gehören auch Annahmen in Bezug auf die künftige Ölpreisentwicklung. Bei den vom Eurosystem bzw. von der EZB erstellten Projektionen basieren die Inflationsprojektionen auf der Annahme, dass sich die Ölpreise im Einklang mit den durchschnittlichen Terminpreisen entwickeln, die in einem Zeitraum von zwei Wochen vor Redaktionsschluss der Projektionen festgestellt wurden. Die Berücksichtigung von Öfterminkontrakten wirkt sich entscheidend auf die Projektionen zur HVPI-Teuerungsrate für Energie aus. So stand in den von Experten des Eurosystems erstellten Projektionen vom Dezember 2018 hinter dem Verlaufsmuster der HVPI-Inflation unter anderem ein stark rückläufiger Beitrag der Teuerung bei Energie. Die entsprechende Rate fällt von 0,6 Prozentpunkten im Jahr 2018 auf 0,2 Prozentpunkte im Jahr 2019 und dann weiter auf jeweils 0,1 Prozentpunkte in den Jahren 2020 und 2021 (siehe Abbildung A).¹⁵ Allerdings gingen die Ölpreise wie auch die in den entsprechenden Terminkontrakten implizierten Preise nach dem Stichtag der den Projektionen zugrunde liegenden Annahmen – dem 21. November 2018 – deutlich zurück. Sie haben sich in jüngster Zeit verglichen mit dem Stand Ende 2018 zwar wieder etwas erholt, liegen insgesamt jedoch nach wie vor deutlich unter dem bei Redaktionsschluss verzeichneten Niveau. Im vorliegenden Kasten werden die automatischen Auswirkungen einer Korrektur der Ölpreisannahmen auf die Projektionen für die Energiekomponente der Teuerung nach dem HVPI dargelegt.

¹⁵ Siehe EZB, [Von Experten des Eurosystems erstellte gesamtwirtschaftliche Projektionen für das Euro-Währungsgebiet](#), Dezember 2018.

Abbildung A

Beitrag des Energiepreisanstiegs zur Gesamtinflation gemäß den Projektionen des Eurosystems vom Dezember 2018

(in Prozentpunkten)



Quellen: Eurostat, Eurosystem und EZB-Berechnungen.

Anmerkung: Der erste Balken bezieht sich auf die von Eurostat veröffentlichten Ist-Daten für 2018. Die anderen Balken basieren auf den Projektionen des Eurosystems vom Dezember 2018.

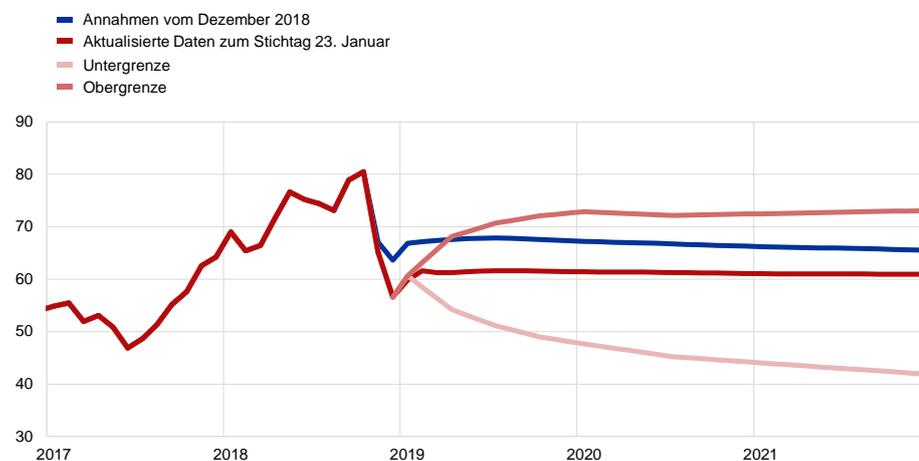
Seit Herbst 2018 sind die Ölpreise und die Terminpreise für Öl merklich

gesunken. Die Teuerungsrate für Energie ging von 10,7 % im Oktober 2018 (dem Monat, für den zuletzt aktuelle Daten für die Erstellung der Projektionen des Eurosystems vom Dezember 2018 vorlagen) auf 5,4 % im Dezember 2018 zurück. Laut den jüngsten aus Ölterminkontrakten abgeleiteten Angaben¹⁶ bewegen sich die Ölpreise im Jahr 2019 um die Marke von 61 USD je Barrel herum und liegen damit 9 % unter dem in den Projektionen vom Dezember 2018 angenommenen Durchschnittswert für das Jahr 2019 (siehe Abbildung B). Im späteren Projektionszeitraum weist die aktualisierte Ölterminkontraktkurve eine leichte Aufwärtsneigung auf – verglichen mit der zum Zeitpunkt der Erstellung der vorangegangenen Projektion leicht abwärtsgerichteten Kurve –, was sich im Hinblick auf die Jahresänderungsraten für die Zeit nach 2019 jedoch kaum auswirken dürfte.

¹⁶ Stichtag 23. Januar.

Abbildung B Ölterminkontrakte

(in USD je Barrel)



Quellen: Morningstar Global Market Data und EZB-Berechnungen.

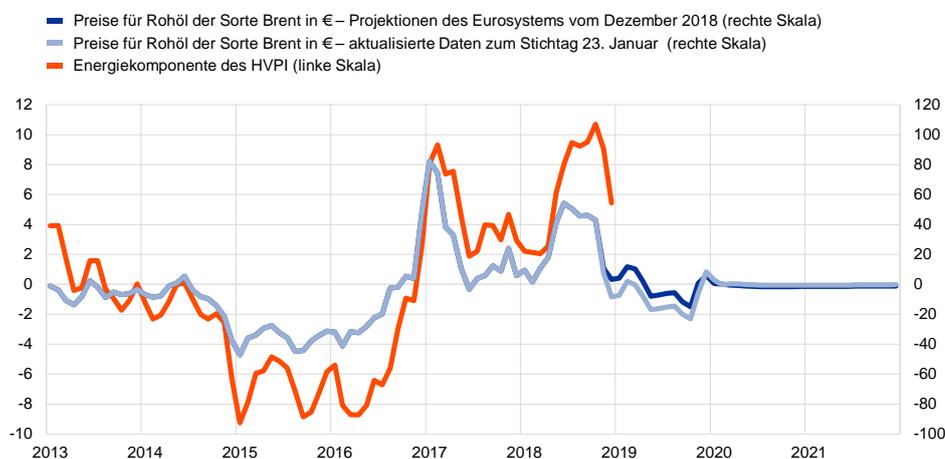
Anmerkung: Die Unter- bzw. Obergrenze basiert auf dem 25. bzw. 75. Perzentil der Verteilung der Dichten, die aus Optionen für den Ölpreis am 23. Januar 2019 gewonnen wurde.

Auch wenn die Energiepreise die Ölpreisentwicklung recht genau widerspiegeln, so sind doch leichte Abweichungen festzustellen. Grund hierfür ist, dass die Preise für Energiekomponenten wie Gas und Strom weniger stark an die Ölpreisentwicklung gebunden sind als die Kraftstoffpreise (die eine sehr enge Bindung an den Ölpreis aufweisen). Zudem wird die Entwicklung der Energiepreise auch entscheidend durch Steuern und Margen beeinflusst.¹⁷ Dennoch stellt die Jahresänderungsrate der Ölpreise grundsätzlich ein recht zuverlässiges Maß für die Entwicklung der Vorjahrsrate der Energiepreise dar (siehe Abbildung C).

¹⁷ Siehe hierzu auch EZB, [Die Bedeutung der Energiepreise für die jüngsten Inflationsergebnisse im länderübergreifenden Vergleich](#), Kasten 5, Wirtschaftsbericht 7/2018, November 2018.

Abbildung C Öl- und Energiepreise

(Veränderung gegen Vorjahr in %)



Quellen: Eurostat, Bloomberg und EZB-Berechnungen.

Anmerkung: Die Jahresänderungsraten der Ölpreise wurden auf Basis der Kassa- und Terminkurse vom 21. November 2018, dem Stichtag der Annahmen in den von Experten des Eurosystems erstellten Projektionen für das Euro-Währungsgebiet vom Dezember 2018, berechnet und anhand der Terminkurse vom 23. Januar 2019 aktualisiert. Die aktualisierte Annahme für den USD/EUR-Wechselkurs für das Jahr 2019 entspricht dem Durchschnitt des am 23. Januar endenden Zweiwochenzeitraums (1,14 USD je EUR); dieser Wert liegt 0,5 % über der Annahme vom Dezember 2018. Dies bedeutet, dass nahezu alle Veränderungen der in Euro gerechneten Ölpreise der Abwärtsverschiebung der auf USD basierenden Ölterminkontraktkurve entsprechen.

Die Auswirkungen der jüngsten Ölpreisentwicklung führen erneut vor Augen, dass die Projektionen für die Teuerung bei Energie mit Unsicherheit behaftet sind. Die Verteilung der Dichten, die aus Optionen für den Ölpreis gewonnen wurde, deckt eine Interquartilspanne ab (siehe die Bandbreiten in Abbildung B), die für 2019 von durchschnittlich rund 53 USD bis 69 USD je Barrel (d. h. von 22 % unter den in den Projektionen des Eurosystems vom Dezember 2018 enthaltenen Annahmen bis hin zu 2 % über diesen Annahmen) reicht. Aus Erwartungsumfragen abgeleitete Querschnittsverteilungen der künftigen Ölpreise stellen eine andere Möglichkeit dar, die Unsicherheit im Hinblick auf die Projektionen für die Teuerung bei Energie zu betrachten. So erwarten die Teilnehmer des von der EZB durchgeführten Survey of Professional Forecasters (SPF) für das erste Quartal 2019¹⁸ im Schnitt, dass die Ölpreise 2019 bei rund 64 USD je Barrel liegen werden (was eine steilere Aufwärtsbewegung impliziert als die Ölterminkontraktkurve), bei einer Standardabweichung der einzelnen Erwartungen von etwa 5 USD je Barrel.

Insgesamt wirken sich Veränderungen der Ölpreise nicht nur auf die Energiepreise, sondern in erheblichem Maße auch auf andere Größen aus. In diesem Zusammenhang ist zu beachten, dass Ölpreisveränderungen nicht nur einen direkten Einfluss auf die Energiepreise ausüben, sondern über den Kosten- und den Nachfragekanal auch eine indirekte Wirkung auf andere Verbraucherpreise haben. Zwar kann der mit niedrigeren Ölpreisen verbundene Kostenvorteil zum Teil an die Verbraucherpreise weitergegeben werden, doch dürfte der Kaufkraftzuwachs den Konsum und die Wirtschaft ganz allgemein beflügeln und dabei – mit einer gewissen Verzögerung – einen Aufwärtsdruck auf die Verbraucherpreise ausüben. Darüber

¹⁸ Umfragezeitraum war der 7.-11. Januar 2019.

hinaus sollte beobachtet werden, inwieweit Veränderungen der Ölpreise die Inflationserwartungen beeinflussen können. Der volle Effekt von Ölpreisveränderungen sollte daher im Rahmen vollumfänglicher Projektionen beurteilt werden.

Aufsätze

1 Zwanzig Jahre Survey of Professional Forecasters der EZB

Rupert de Vincent-Humphreys, Ivelina Dimitrova, Elisabeth Falck und Lukas Henkel

Vor 20 Jahren wurde der erste Survey of Professional Forecasters (SPF) der EZB durchgeführt. Im Rahmen dieser Umfrage werden Punktprognosen und Wahrscheinlichkeitsverteilungen in Bezug auf die HVPI-Gesamtinflation, die HVPI-Inflation ohne Energie, Nahrungsmittel, Alkohol und Tabakwaren, das Wachstum des realen BIP und die Arbeitslosenquote für sechs Zeithorizonte erhoben. Darüber hinaus werden Punktprognosen für das Lohnwachstum, den Wechselkurs, den Ölpreis und den EZB-Leitzins abgefragt. Sämtliche quantitativen Daten, die aus der Erhebung hervorgehen, werden kurz nach Ende der Befragung systematisch veröffentlicht. Der SPF ist somit die am längsten bestehende, umfassendste und transparenteste Umfrage zur Gesamtwirtschaft des Euro-Währungsgebiets.

Die vergangenen 20 Jahre waren von sehr unterschiedlichen wirtschaftlichen Bedingungen geprägt. Auf die „Great Moderation“ mit relativ kräftigem Wirtschaftswachstum und robusten Inflationsraten folgten die Finanzkrise und in jüngerer Vergangenheit eine längere Phase gedämpften Inflationsdrucks. Im vorliegenden Aufsatz wird die Entwicklung des SPF vor dem Hintergrund dieses sich wandelnden Wirtschaftsumfelds beschrieben und darauf eingegangen, welche Lehren daraus gezogen wurden. Auch heute, 20 Jahre nach seiner Einführung, stellt der Survey of Professional Forecasters ein ebenso hilfreiches und relevantes Instrument für die Wirtschaftsanalyse und die geldpolitische Debatte wie damals dar.

1 Einleitung

Inflationserwartungen spielen in der wirtschaftlichen und monetären Analyse der EZB, insbesondere mit Blick auf ihr Mandat zur Gewährleistung von Preisstabilität im Euro-Währungsgebiet, eine zentrale Rolle. Der von der EZB festgelegte geldpolitische Kurs zielt darauf ab, die jährliche Teuerungsrate nach dem HVPI im Euroraum mittelfristig unter, aber nahe 2 % zu halten. Vor diesem Hintergrund können die Inflationserwartungen des privaten Sektors über ihre Wirkung auf wirtschaftliche Entscheidungen beim Spar-, Konsum- und Investitionsverhalten wie auch bei der Lohn- und Preissetzung die Wirtschaftsentwicklung beeinflussen. Die Rolle der Inflationserwartungen bei der Bestimmung der tatsächlichen Lohn- und Preisentwicklung kann anhand einer in die Zukunft gerichteten Phillips-Kurven-Beziehung abgebildet werden. Ebenso können die Inflationserwartungen der Finanzmarktteilnehmer die Bepreisung einiger Finanzinstrumente (etwa nominaler Anleihen) und somit auch die Transmission der Geldpolitik auf die Realwirtschaft

direkt beeinflussen.¹ Zudem dienen Inflationserwartungen als wertvolles Werkzeug zur Gegenprüfung der Inflationsaussichten in den gesamtwirtschaftlichen Projektionen des Eurosystems und der EZB, die wiederum in die geldpolitischen Beschlüsse einfließen. Aus diesem Grund beobachtet die EZB die Inflationserwartungen des privaten Sektors genau und bedient sich hierzu unterschiedlicher Quellen, zu denen nicht zuletzt die Ergebnisse des von ihr vierteljährlich durchgeführten Survey of Professional Forecasters zählen.

Seit Beginn der Währungsunion werden aus dem SPF Indikatoren der Inflationserwartungen und anderer gesamtwirtschaftlicher Erwartungen gewonnen.

Bei seiner Einführung vor 20 Jahren war der SPF das einzige Instrument, anhand dessen die gesamtwirtschaftlichen Erwartungen des privaten Sektors für den Euroraum insgesamt gemessen werden konnten. Im Rahmen der Umfrage werden Informationen zur erwarteten Entwicklung der Verbraucherpreise, der Löhne, des realen BIP und der Arbeitslosigkeit im Eurogebiet zusammengetragen, wobei mehrere Zeithorizonte – vom laufenden Jahr bis hin zur längeren Frist – abgedeckt werden. Daneben gehen aus den Antworten auch Erwartungen hinsichtlich exogener Variablen – etwa des Ölpreises und des Wechselkurses – hervor, die die Prognosen der Teilnehmer untermauern, sowie qualitative Aussagen, die ihre quantitativen Vorhersagen ergänzen. Somit liefern die Umfrageergebnisse insgesamt ein umfassendes Bild darüber, wie die Experten den makroökonomischen Ausblick einschätzen.

Die Erwartungen werden für verschiedene Prognosehorizonte zu unterschiedlichen Zwecken erhoben.

Kürzerfristige Erwartungen decken das aktuelle Jahr und die beiden darauffolgenden Kalenderjahre ab sowie zwei rollierende Prognosehorizonte für die Erwartungen in einem Jahr bzw. zwei Jahren ab dem Zeitraum, für den die jüngsten verfügbaren Daten vorliegen. Anhand der Entwicklung der kürzerfristigen Erwartungen lässt sich untersuchen, wie die professionellen Prognostiker neue (z. B. aus eingehenden Daten stammende) Informationen über wirtschaftliche Schocks beurteilen und welche Erkenntnisse sie aus den Auswirkungen eines bestimmten Schocks gewinnen. Vor diesem Hintergrund können für bestimmte Kalenderjahre erstellte Punktprognosen leicht mit jenen anderer Umfragen oder mit den von Experten des Eurosystems und der EZB erstellten gesamtwirtschaftlichen Projektionen verglichen werden. Rollierende Prognosehorizonte eignen sich dagegen besser für die Messung der wahrgenommenen Risiken und Unsicherheit im Zeitverlauf, da sie von der mit abnehmendem Prognosezeitraum naturgemäß tendenziell sinkenden Unsicherheit abstrahieren. Schließlich können längerfristige Erwartungen Informationen zum wahrgenommenen Gleichgewichtszustand der Volkswirtschaft liefern. Insbesondere können längerfristige Inflationserwartungen Aufschluss über das Vertrauen in die Erreichung des Inflationsziels geben.

¹ Weitere Informationen zu marktbasierter Messgrößen finden sich in: EZB, [Jüngste Entwicklung der marktbasierter Indikatoren der längerfristigen Inflationserwartungen und ihre Interpretation](#), Wirtschaftsbericht 6/2018, September 2018.

Mittels Wahrscheinlichkeitsverteilungen lassen sich Risiko und Unsicherheit quantitativ einschätzen. Im Rahmen des SPF werden zu den Erwartungen für die Inflation, Kerninflation, Arbeitslosigkeit und das Wachstum des realen BIP nicht nur Punktprognosen, sondern auch Wahrscheinlichkeitsverteilungen für alle Zeithorizonte (einschließlich längerfristiger Erwartungen) erhoben. Dadurch lässt sich die Prognoseunsicherheit quantifizieren, und es lässt sich feststellen, ob die Prognostiker die Unsicherheit als weitgehend ausgewogen um ihre Punktschätzung verteilt oder als nach oben bzw. nach unten gerichtet betrachten.

Bei den Umfrageteilnehmern handelt es sich um Experten aus Finanzinstituten und nichtfinanziellen Instituten, die unterschiedliche Prognosemethoden verwenden. In jedem Quartal gehen rund 55 Antworten ein, was verglichen mit anderen euroraumweiten gesamtwirtschaftlichen Expertenbefragungen ein hoher Rücklauf ist. Die Teilnehmer stammen zwar mehrheitlich aus Finanzinstituten, aber es beteiligen sich auch viele Wirtschaftsforschungsinstitute. Seit 2008 wird alle fünf Jahre eine Sonderbefragung durchgeführt, die zusätzlich Aufschluss darüber gibt, wie die im SPF gemeldeten Erwartungen gebildet werden (siehe Kasten 1).

Durch seine hohe Datentransparenz und wirtschaftliche Relevanz wird der SPF inzwischen als Grundlage für zahlreiche Forschungen herangezogen. Sämtliche quantitativen Daten – einschließlich Mikrodaten – werden in jedem Quartal gemeinsam mit einer Zusammenfassung auf der EZB-Website veröffentlicht. Hierdurch hat das Interesse von Wissenschaftlern am SPF und den daraus gewonnenen Erkenntnissen erheblich zugenommen. Kasten 2 bietet einen Überblick über diese Forschungsarbeit.

Der vorliegende Aufsatz beleuchtet die SPF-Umfrageergebnisse aus 20 Jahren sowie die daraus gewonnenen Erkenntnisse. In Abschnitt 2 wird untersucht, inwieweit gemeinsame Erwartungen für einzelne Variablenpaare Aufschluss über zugrunde liegende ökonomische Zusammenhänge geben können. In Abschnitt 3 geht es um die Ergebnisse von Punktprognosen und in Abschnitt 4 um die aus Wahrscheinlichkeitsdichtefunktionen (probability distribution functions – PDFs) abgeleiteten Risikoparameter. Abschnitt 5 legt dar, welche Erkenntnisse aus längerfristigen Erwartungen gezogen werden können. Eine abschließende Zusammenfassung findet sich in Abschnitt 6.

Kasten 1

Sonderumfrage im Jahr 2018: Entwicklung der Prognoseverfahren und -methoden

Rupert de Vincent-Humphreys und Ivelina Dimitrova

Die alle fünf Jahre durchgeführte Sonderumfrage liefert wichtige Informationen darüber, wie die SPF-Teilnehmer ihre Vorhersagen erstellen und ihre Erwartungen bilden. So kann sie insbesondere Auskunft darüber geben, ob und inwiefern sich Prognostiker auf Herausforderungen einstellen, die sich durch Gegebenheiten wie etwa die Finanzkrise oder die in jüngerer Vergangenheit länger anhaltende Phase niedriger Inflation für die zugrunde liegenden ökonomischen Zusammenhänge ergeben haben. Im vorliegenden Kasten werden ausgewählte Ergebnisse der im Jahr 2018 durchgeführten Umfrage zu Prognoseverfahren und -methoden vorgestellt und dahingehend beurteilt, wie sie sich im Laufe der Zeit verändert haben.²

Nach wie vor wurden Modelle in reduzierter Form am häufigsten für kurz- und mittelfristige Prognosen verwendet, während strukturelle Modelle verstärkt bei längerfristigen Prognosen zum Einsatz kamen. Die meisten Teilnehmer an der 2018 durchgeführten Sonderumfrage (durchschnittlich 80 % über alle Variablen hinweg) gaben an, für ihre kurzfristigen Vorhersagen Modelle in reduzierter Form heranzuziehen; 60 % setzten solche Modelle für längerfristige Prognosen ein (siehe Abbildung A, obere Grafik). Strukturelle Modelle werden von 40 % der Befragten für längerfristige Prognosen und von 20 % für kurzfristige Vorhersagen verwendet. Diese Ergebnisse entsprechen weitgehend den Resultaten der 2013 durchgeführten Befragung und bestätigen die Veränderung bei der jeweiligen Verwendung verglichen mit der Sonderumfrage aus dem Jahr 2008.

Auch Expertenmeinungen spielten weiterhin eine wichtige Rolle: Insbesondere im Hinblick auf längerfristige Prognosen haben sie im Laufe der Zeit an Bedeutung gewonnen. Über alle Variablen und Zeithorizonte hinweg betrachtet meldeten durchschnittlich etwas mehr als 10 % der Befragten in der Sonderumfrage 2018, dass sie ausschließlich modellbasiert arbeiteten. Verglichen mit den Umfragen aus den Jahren 2008 und 2013 ist der Anteil bei den meisten Variablen und Zeithorizonten gesunken. Im Hinblick auf längere Zeithorizonte basieren etwa 50 % der Punktprognosen im Wesentlichen auf Expertenmeinungen. Nach Ausbruch der Finanzkrise 2008 spiegelte sich die Verlagerung hin zu Expertenmeinungen verstärkt in einer Zunahme der im Wesentlichen expertenbasierten Prognosen wider, während es seit der länger anhaltenden Phase niedriger Inflation vermehrt zum Einsatz von Modellen mit expertenbasierter Anpassung kam (siehe Abbildung A, untere Grafik). Der Anteil von Expertenwissen ist bei den Wahrscheinlichkeitsverteilungen in der Regel höher als bei den Punktprognosen. In der Sonderumfrage 2018 gaben 75 % der Befragten an, dass ihre Wahrscheinlichkeitsverteilungen im Wesentlichen expertenbasiert seien.

Die Schwerpunktverlagerungen bei den Vorhersagemethoden stehen mit den Antworten zur Wirkung spezifischer Wirtschaftsphasen im Einklang. Im Rahmen der Sonderumfrage 2013 berichteten 70 % der Teilnehmer, seit der Finanzkrise 2008 stärker expertenbasiert zu arbeiten. Bei der Sonderumfrage 2018, die die gleiche Frage im Hinblick auf die länger anhaltende Phase niedriger Inflation enthielt, gaben 75 % der Umfrageteilnehmer an, ihre Modelle verstärkt durch Expertenwissen ergänzt zu haben. Dass der höhere Einfluss von Expertenwissen nach der Finanzkrise 2008 mit einer stärkeren Verwendung von Modellen in reduzierter Form einhergeht, könnte zwei Gründe haben: Einerseits führte die Krise möglicherweise dazu, dass die Prognostiker verunsichert waren,

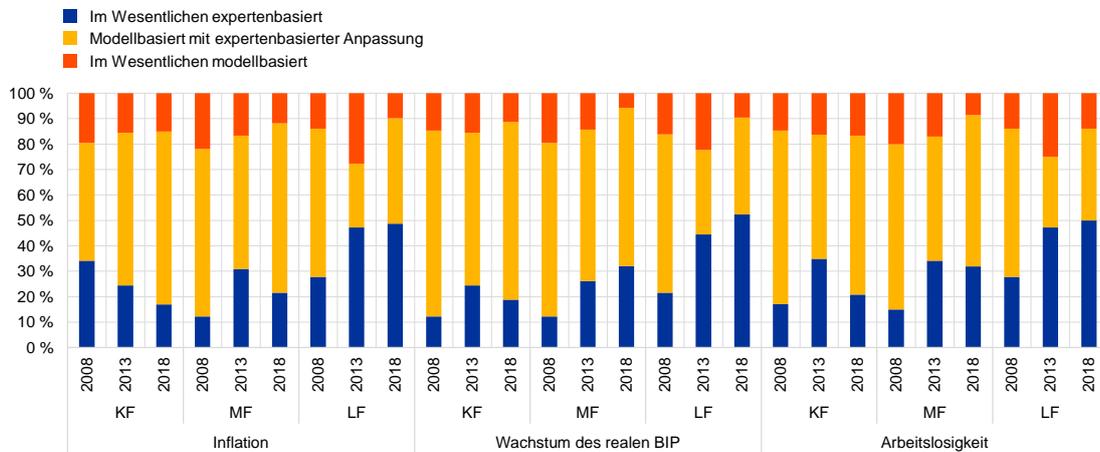
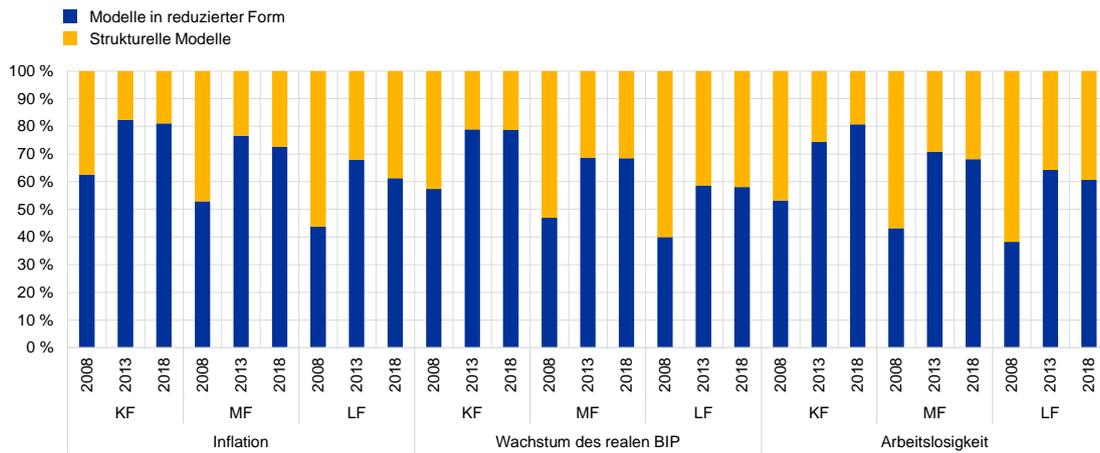
² Weitere Informationen finden sich im [Bericht über die Ergebnisse der Sonderumfrage 2018](#).

ob strukturelle Modelle die Wirtschaftsstruktur zu Zeiten potenziell umfangreicher Strukturveränderungen erfassen können. Andererseits gaben die Prognostiker möglicherweise Modellen in reduzierter Form den Vorzug, weil diese relativ einfach durch zusätzliches Expertenwissen ergänzt werden können.

Abbildung A

Einsatz von Modellen in reduzierter und struktureller Form sowie von modellbasierten und expertenbasierten Methoden für kurz-, mittel- und längerfristige Wirtschaftsprognosen

(Anteil der Umfrageteilnehmer in %)



Quellen: SPF und EZB-Berechnungen.

Anmerkung: KF steht für kurzfristig, MF für mittelfristig und LF für längerfristig.

Kasten 2

Überblick über ausgewählte Bereiche der ökonomischen Forschung auf Grundlage des SPF

Elisabeth Falck und Lukas Henkel

Der umfassende Informationsgehalt des SPF macht die Umfrage für Forscher aus der Wissenschaft und aus internationalen Institutionen besonders wertvoll. Neben aggregierten Prognosen veröffentlicht die EZB in anonymisierter Form auch Mikrodaten zu den Punkt- und Dichteprognosen der einzelnen SPF-Teilnehmer. In der Forschung werden diese unterschiedlichen Datendimensionen zur Analyse verschiedener Aspekte verwendet:

Prognosegüte: In einem der Forschungsansätze werden Vergleiche zwischen den SPF-Prognosen und Benchmark-Prognosemodellen angestellt mit dem Ergebnis, dass die Antworten der Umfrageteilnehmer nützliche Anhaltspunkte zur künftigen Wirtschaftsentwicklung liefern. Bowles et al. (2010) sowie Grothe und Meyler (2018) untersuchen die aggregierten Prognosefehler in Bezug auf Arbeitslosigkeit, BIP-Wachstum und Inflation über den Konjunkturzyklus hinweg. Sie kommen zu dem Schluss, dass die durchschnittlichen Erwartungen im SPF ein besseres Ergebnis als naive oder rein vergangenheitsorientierte Vergleichsmodelle erzielen. Genre et al. (2013) nutzen die Panel-Dimension der SPF-Daten und wenden mehrere Methoden zur Kombination der einzelnen Prognosen an (wie etwa eine Hauptkomponentenanalyse, eine leistungsbasierte Gewichtung und eine bayesianische Schrumpfung). Die Autoren weisen nach, dass ein einfacher Durchschnitt der SPF-Prognosen durch ausgefeiltere Methoden kaum verbessert werden kann.³

Prognoseunsicherheit: Seit der Finanzkrise ist die Unsicherheit, mit der die SPF-Punktprognosen behaftet sind, stärker in den Fokus der Untersuchungen gerückt. Abel et al. (2016) zeigen, dass die Prognoseunsicherheit einen antizyklischen Verlauf aufweist, und sie belegen ebenso wie andere Forschungsarbeiten (z. B. Łyziak und Paloviita, 2017), dass die Unsicherheit in der Nachkrisenzeit gestiegen ist. Zwar hat auch die Querschnitts-Prognoseuneinigkeit seit der Krise zugenommen, doch hat sie sich als ein schwacher Näherungswert für die Prognoseunsicherheit erwiesen (siehe Glas und Hartmann, 2016). Rich und Tracy (2018) ziehen Mikrodaten aus der SPF-Umfrage zur Berechnung einer Messgröße heran, aus der hervorgeht, wie stark die Dichteprognosen eines einzelnen Umfrageteilnehmers von allen anderen, in einer bestimmten Umfragerunde gemeldeten Prognosen abweichen. Sie stellen eine erhebliche Heterogenität unter den Prognostikern fest sowie einen geringen Zusammenhang zwischen diesem Maß für die Unterschiede in den Dichteprognosen und der individuellen Prognoseunsicherheit. Die individuelle

³ Siehe C. Bowles, R. Friz, V. Genre, G. Kenny, A. Meyler und T. Rautanen, [An Evaluation of the Growth and Unemployment Forecasts in the ECB Survey of Professional Forecasters](#), in: OECD Journal: Journal of Business Cycle Measurement and Analysis, Bd. 2010/2, Dezember 2010; M. Grothe und A. Meyler, [Inflation Forecasts: Are Market-Based and Survey-Based Measures Informative?](#), in: International Journal of Financial Research, Bd. 9(1), Januar 2018; V. Genre, G. Kenny, A. Meyler und A. Timmermann, [Combining expert forecasts: Can anything beat the simple average?](#), in: International Journal of Forecasting, Bd. 29(1), Januar-März 2013, S. 108-121.

Unsicherheit ist im Zeitverlauf nämlich sehr persistent, wohingegen die Unterschiede in den Dichteprognosen erhebliche zeitliche Schwankungen aufweisen.⁴

Verankerung der Inflationserwartungen: Ein weiterer Forschungsansatz stellt heraus, dass die langfristigen Inflationsprognosen Ausdruck des Vertrauens in das Inflationsziel der Notenbank sind. Laut Beechey et al. (2011) sind die durchschnittlichen langfristigen Inflationserwartungen im SPF sehr stabil und zeigen nur geringe Unterschiede zwischen den Umfrageteilnehmern auf. Die Autoren stellen fest, dass die Erwartungen fest verankert sind; dies steht im Einklang mit Grishchenko et al. (2017), die ein dynamisches Faktormodell der aggregierten SPF-Umfragedaten der Vereinigten Staaten und der EZB schätzen. Für eine kurze und begrenzte Zeitspanne nach der Krise weisen Grishchenko et al. (2017) sowie Łyziak und Paloviita (2017) geringfügige Anzeichen einer Entankerung nach. Mittels einer Panel-Analyse der einzelnen SPF-Inflationsprognosen bestätigen Dovern und Kenny (2017), dass die Inflationserwartungen im SPF verankert sind, kommen allerdings auch zu dem Schluss, dass es in der Nachkrisenzeit in den höheren Momenten der Verteilung der langfristigen Inflationsprognosen zu erheblichen Verschiebungen gekommen ist.⁵

Erwartungsbildung: In aktuellen Studien wird untersucht, ob Vorhersagen anhand bestimmter ökonomischer Zusammenhänge oder anhand bestimmter Regeln erstellt werden. Frenkel et al. (2011) stellen fest, dass die Erwartungen der SPF-Teilnehmer makroökonomischen Standardzusammenhängen, wie etwa der Phillips-Kurve oder dem Okun'schen Gesetz, entsprechen. Reitz et al. (2012) analysieren die jeweiligen Ölpreisprognosen aus dem SPF und weisen einen komplexen und nichtlinearen Prozess für die Bildung der Ölpreiserwartungen nach.⁶

Die breite Palette an Forschungsbereichen, in denen SPF-Daten zum Einsatz kommen, macht deutlich, welchen Nutzen der Datensatz für die wissenschaftliche und die angewandte Forschung hat. Eine hohe Relevanz für die Geldpolitik haben insbesondere Analysen im Zusammenhang mit der Verankerung der langfristigen Inflationserwartungen, mit Veränderungen bei der Erwartungsbildung in der Nachkrisenzeit und mit der deutlichen Zunahme der Prognoseunsicherheit.

⁴ Siehe J. Abel, R. Rich, J. Song und J. Tracy, [The Measurement and Behaviour of Uncertainty: Evidence from the ECB Survey of Professional Forecasters](#), in: *Journal of Applied Econometrics*, Bd. 31(3), April/Mai 2016, S. 533-550; T. Łyziak und M. Paloviita, [Anchoring of inflation expectations in the Euro Area: Recent evidence based on survey data](#), in: *European Journal of Political Economy*, Bd. 46(C), Januar 2017, S. 52-73; R. Rich und J. Tracy, [A Closer Look at the Behaviour of Uncertainty and Disagreement: Micro Evidence from the Euro Area](#), Working Paper der Federal Reserve Bank of Dallas, Nr. 1811, 2018; A. Glas und M. Hartmann, [Inflation uncertainty, disagreement and monetary policy: Evidence from the ECB Survey of Professional Forecasters](#), in: *Journal of Empirical Finance*, Bd. 39(B), Dezember 2016, S. 215-228.

⁵ Siehe M. J. Beechey, B. K. Johannsen und A. T. Levin, [Are Long-Run Inflation Expectations Anchored More Firmly in the Euro Area Than in the United States?](#), in: *American Economic Journal: Macroeconomics*, Bd. 3(2), April 2011, S. 104-129; O. Grishchenko, S. Mouabbi und J.-P. Renne, [Measuring Inflation Anchoring and Uncertainty: A US and Euro Area Comparison](#), Finance and Economics Discussion Series, Nr. 102, Board of Governors of the Federal Reserve System, 2017; J. Dovern und G. Kenny, [Anchoring Inflation Expectations in Unconventional Times: Micro Evidence for the Euro Area](#), Working Paper, vorgestellt auf der EZB-Konferenz mit dem Titel „Understanding inflation: lessons from the past, lessons for the future?“, September 2017.

⁶ Siehe M. Frenkel, E. M. Lis und J.-C. Rülke, [Has the economic crisis of 2007-2009 changed the expectation formation process in the Euro area?](#), in: *Economic Modelling*, Bd. 28(4), Juli 2011, S. 1808-1814, sowie S. Reitz, J.-C. Rülke und G. Stadtmann, [Nonlinear expectations in speculative markets – Evidence from the ECB survey of professional forecasters](#), in: *Journal of Economic Dynamics and Control*, Bd. 36(9), September 2012, S. 1349-1363.

2 Was sagen SPF-Ergebnisse über zugrunde liegende ökonomische Zusammenhänge aus?

In der Regel basieren die von Prognostikern gebildeten Erwartungen auf ökonomischen Konzepten und Zusammenhängen. Abweichungen der zugrunde liegenden wahrgenommenen Zusammenhänge können demnach maßgeblich zu unterschiedlichen Prognosen führen und müssen bei der Beurteilung und Kommunikation von Erwartungen berücksichtigt werden. So sind beispielsweise Beziehungen, wie sie etwa die Phillips-Kurve oder das Okun'sche Gesetz darstellen, wesentliche Elemente zahlreicher makroökonomischer Modelle und prägen oftmals die gemeinsamen ökonomischen Vorstellungen der professionellen Prognostiker. Die EZB prüft und verwendet solche Zusammenhänge im Rahmen ihrer wirtschaftlichen Analyse.⁷ Für das Verständnis ist es wichtig, ob die SPF-Erwartungen auch im Einklang mit entsprechenden ökonomischen Zusammenhängen gebildet werden. Daher stellt sich die Frage, wie diese Zusammenhänge üblicherweise spezifiziert werden und inwieweit sie anhand von SPF-Daten getestet werden können.

Die Phillips-Kurve stellt einen Zusammenhang zwischen der Preis- oder Lohnentwicklung und Messgrößen der wirtschaftlichen Unterauslastung – etwa der Produktions- oder der Arbeitslosigkeitslücke – her. Eine häufig verwendete Variante ist die neukeynesianische Phillips-Kurve, die sich wie folgt darstellen lässt:

$$\pi_t = c + \kappa (u_t - \bar{u}) + \gamma E_t(\pi_{t+1})$$

Dabei ist die aktuelle Inflationsrate π_t eine Funktion aus der Arbeitslosigkeitslücke – definiert als Abweichung der Arbeitslosenquote u_t von der strukturellen Arbeitslosenquote \bar{u} (häufig dargestellt als inflationsstabile Arbeitslosenquote – NAIRU) – und einem Term der erwarteten künftigen Inflationsentwicklung $E_t(\pi_{t+1})$. Die wirtschaftliche Unterauslastung lässt sich nicht nur anhand der Arbeitslosigkeitslücke, sondern auch anhand der Produktionslücke – also der Differenz zwischen der tatsächlichen Produktion und einer Messgröße des Produktionspotenzials – abschätzen. Einige (vor allem ältere) Varianten der Phillips-Kurve lassen die erwartete Inflation außer Acht. Für die Lohnentwicklung gibt es ein ähnliches Konzept, bei dem der Preisanstieg durch eine Messgröße des Lohnanstiegs ersetzt wird.

Das Okun'sche Gesetz beschreibt den Zusammenhang zwischen Arbeitslosenquote und BIP-Wachstum. Häufig verwendet wird eine Variante, bei der Veränderungen der Arbeitslosenquote wie folgt zum Wachstum des realen BIP in Relation gesetzt werden:

$$\Delta u_t = c + \kappa \Delta y_t$$

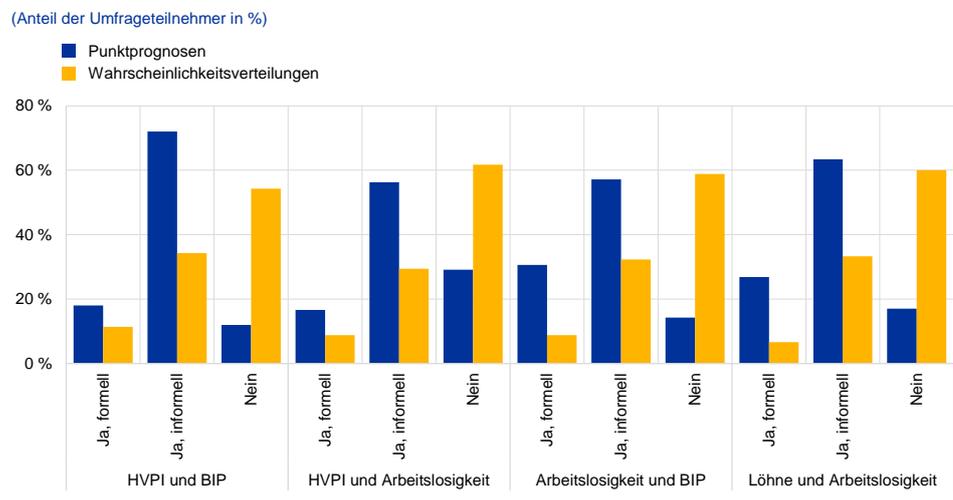
Dabei ist der Okun'sche Koeffizient κ negativ und beschreibt die Stärke des Zusammenhangs. Steigt das Wachstum des realen BIP um 1 Prozentpunkt, so sinkt die Arbeitslosenquote um κ Prozentpunkte. Eine andere weit verbreitete Formulierung setzt die Arbeitslosigkeitslücke zur Produktionslücke in Relation.

⁷ Siehe M. Ciccarelli und C. Osbat (Hrsg.), [Low inflation in the euro area: Causes and consequences](#), Occasional Paper Series der EZB, Nr. 181, 2017.

Die Ergebnisse der im Jahr 2018 durchgeführten Sonderumfrage lassen darauf schließen, dass Punktprognosen für die Kernvariablen tendenziell in Abhängigkeit voneinander erstellt werden. Die Teilnehmer konnten angeben, ob eine aufeinander abgestimmte Berechnung ihrer Prognosen formell (z. B. im Rahmen eines Modells) oder informell (z. B. durch Anpassung der Modellergebnisse mit Expertenwissen oder vollständig durch Experteneinschätzungen) erfolgte. Was die verschiedenen Paarungen ökonomischer Variablen betrifft, so gaben durchschnittlich mehr als 80 % der Befragten an, dass ihre Punktprognosen aufeinander abgestimmt und zumeist informell ermittelt wurden (siehe Abbildung 1). Dagegen meldeten lediglich rund 40 %, dass sie ihre PDFs gleichzeitig erstellen.

Die in der Phillips-Kurve und im Okun'schen Gesetz untersuchten Zusammenhänge wurden in erster Linie verwendet, um Korrekturen bei mittelfristigen Prognosen (d. h. für einen Zeithorizont von einem Jahr bis drei Jahren) vorzunehmen. Dies steht damit im Einklang, dass idiosynkratische Schocks auf kurze Sicht (in den folgenden zwölf Monaten) stärker ins Gewicht fallen, wohingegen längerfristige Erwartungen eher von Meinungen zu strukturellen Parametern der Wirtschaft beeinflusst werden. Ebenso war der Anteil der Prognostiker, die meldeten, die PDFs zur HVPI-Inflation entweder mit jenen des BIP-Wachstums oder der Arbeitslosenquote gleichzeitig revidiert zu haben, beim mittelfristigen Zeithorizont am höchsten, wenngleich die Gesamtanteile positiver Antworten unter jenen der Punktschätzungen lagen.

Abbildung 1
Anteil der voneinander abhängigen SPF-Erwartungen



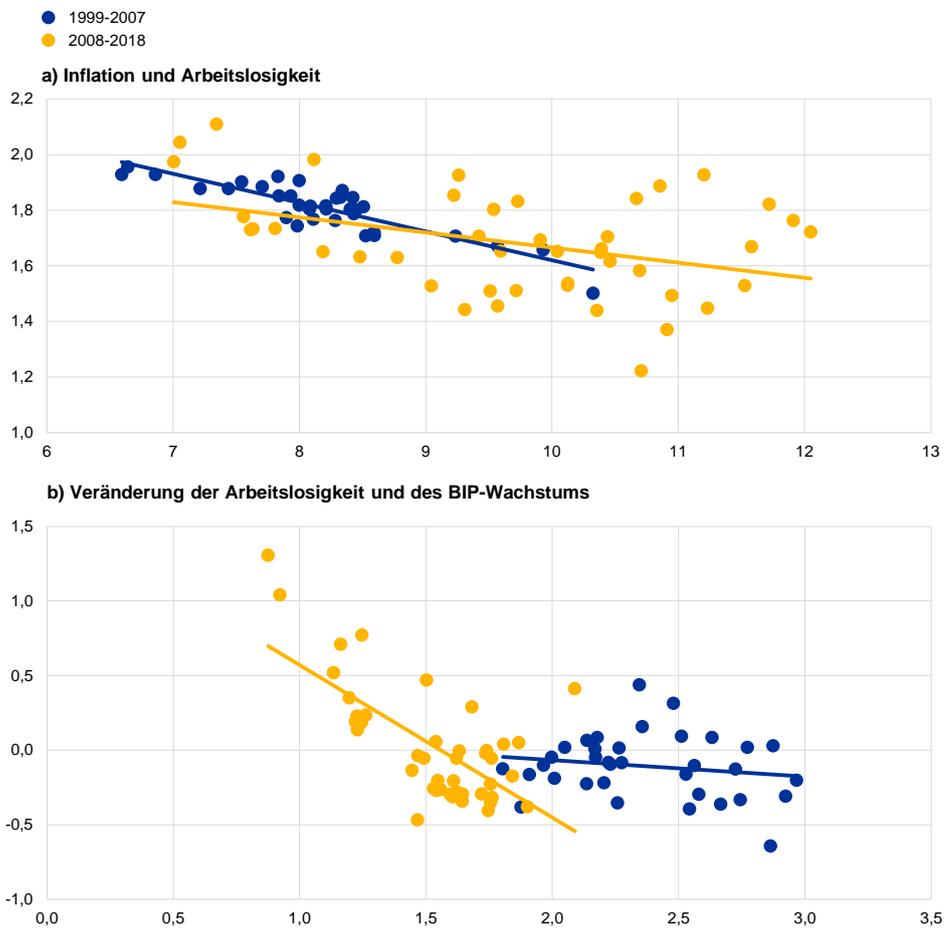
Quellen: SPF und EZB-Berechnungen.

Diese makroökonomischen Zusammenhänge lassen sich tatsächlich auch an den aggregierten Daten ablesen. Ein Streudiagramm aggregierter Punktprognosen des SPF zeigt einen inversen Zusammenhang zwischen der prognostizierten Inflation in zwei Jahren und der prognostizierten Arbeitslosenquote in zwei Jahren, was einer Phillips-Kurven-Beziehung entspricht (siehe Abbildung 2). Die Korrelation zwischen den beiden Variablen schwächte sich jedoch in der Zeit nach der Krise deutlich ab

(siehe auch Kasten 3).⁸ Darüber hinaus deuten aggregierte Prognosen für das Wachstum des realen BIP in zwei Jahren und Veränderungen der Prognosen für die Arbeitslosigkeit in zwei Jahren auf eine negative Korrelation hin, was mit dem Okun'schen Gesetz im Einklang steht. Vor 2008 war die negative Korrelation allerdings statistisch nicht signifikant. Erst in der Zeit nach der Krise gewann sie deutlich an Stärke. Diese Beobachtung ist auch an den tatsächlichen Daten abzulesen, die in der Nachkrisenzeit einen kräftigen Anstieg der Korrelation zwischen BIP-Wachstum und Arbeitslosigkeit aufzeigen. Seit Beginn der Erholung ist der Effekt besonders stark und deutet auf einen möglichen strukturellen Wandel im Verhältnis zwischen Arbeitslosigkeit und BIP-Wachstum hin.⁹

Abbildung 2
Korrelationsanalyse der individuellen Punktprognosen (gemessen am Mittelwert)

(Inflation und BIP-Wachstum: Veränderung gegen Vorjahr in %; Arbeitslosigkeit: in % der Erwerbspersonen)



Quellen: SPF und EZB-Berechnungen.

Anmerkung: Grafik a bildet ein Streudiagramm der mittleren Punktprognosen für die Inflation (y-Achse) und für die Arbeitslosigkeit (x-Achse) in zwei Jahren ab. In Grafik b ist ein Streudiagramm der Veränderung der Prognose für die Arbeitslosigkeit in zwei Jahren in zwei aufeinanderfolgenden Umfragerunden (y-Achse) und der mittleren Punktprognosen für das BIP-Wachstum in zwei Jahren (x-Achse) dargestellt. Der Betrachtungszeitraum erstreckt sich vom ersten Quartal 1999 bis zum vierten Quartal 2018.

⁸ Die Ergebnisse bestätigen auch jene von V. López-Pérez, [Do professional forecasters behave as if they believed in the New Keynesian Phillips Curve for the euro area?](#), in: *Empirica*, Bd. 44, Nr. 1, 2017, S. 147-174.

⁹ Eine Beschreibung der möglichen Faktoren, die für den Wandel des Zusammenhangs ausschlaggebend sind, findet sich in: EZB, [Zur Beziehung zwischen Beschäftigung und BIP seit der Krise](#), Wirtschaftsbericht 6/2016, September 2016.

Kasten 3

Stabilität der Preis-Phillips-Kurve nach SPF-Mikrodaten

Lukas Henkel

Anhand der in der SPF-Umfrage enthaltenen Prognosen lässt sich untersuchen, ob zwischen verschiedenen ökonomischen Variablen ein Zusammenhang besteht und wie dieser sich im Laufe der Zeit verändert. Der vorliegende Kasten befasst sich mit der Frage, ob sich der Phillips-Kurven-Zusammenhang zwischen den Punktprognosen einzelner Umfrageteilnehmer zu Inflation und Arbeitslosigkeit im Zeitverlauf verändert. Die Analyse wird anhand von Revisionen und nicht ausgehend von den konkreten Punktprognosen durchgeführt, um unterstellte, zeitinvariante Unterschiede zwischen den Prognostikern auszuschließen. Die Beziehung wird durch die Steigung β einer Preis-Phillips-Kurve beschrieben, die in folgender Regression geschätzt wird:

$$\Delta E(\pi^{ny}_{i,t}) = \alpha + \beta \Delta E(u^{ny}_{i,t}) + \gamma \Delta E(\pi^{yono}_{i,t}) + \varepsilon_{i,t}$$

Dabei bezeichnen $\Delta E(\pi^{ny}_{i,t})$ und $\Delta E(u^{ny}_{i,t})$ die Revision der erwarteten Inflation bzw. der erwarteten Arbeitslosenquote für das nächste Kalenderjahr in der Umfragerunde t des Prognostikers i und $\Delta E(\pi^{yono}_{i,t})$ die Prognosekorrektur der erwarteten Inflation für das darauffolgende Kalenderjahr. Prognoserevisionen werden als Veränderung der Punktprognose zwischen zwei aufeinanderfolgenden Umfragerunden definiert. Der Betrachtungszeitraum erstreckt sich vom ersten Quartal 1999 bis zum vierten Quartal 2018. Legt man die gesamte Stichprobe zugrunde und fasst alle Prognostiker zusammen, so ergibt sich für die Steigung der Phillips-Kurve ein statistisch signifikanter negativer Wert von -0,09.

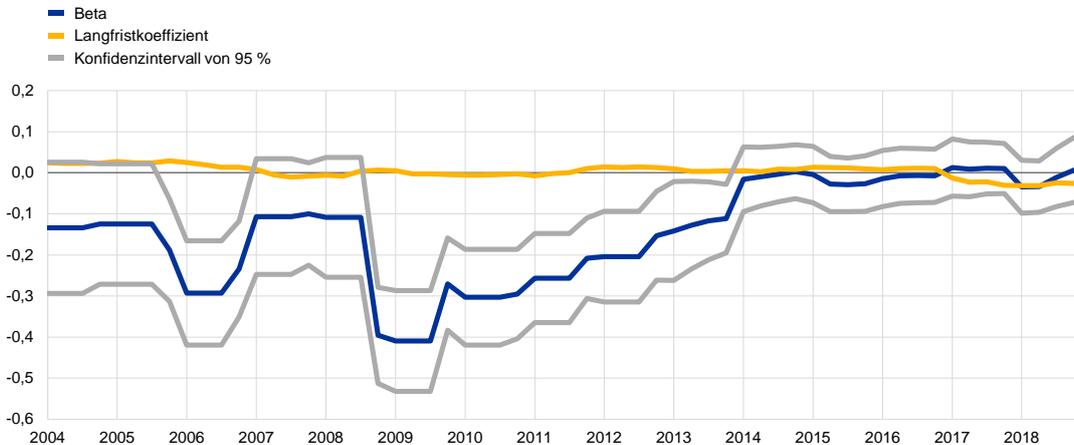
Regressionen mit einem rollierenden Zeitfenster von fünf Jahren lassen darauf schließen, dass sich die Steigung der ermittelten Phillips-Kurve merklich abgeflacht hat. Vor der Finanzkrise war die Steigung der Phillips-Kurve recht stabil (aber ungenau geschätzt), in der Nachkrisenzeit näherte sie sich jedoch stetig dem Wert null an und verharrte dort in den letzten Jahren. Werden langfristige Erwartungen herangezogen,¹⁰ so lässt die Regression keinen Zusammenhang zwischen den Prognoserevisionen für Arbeitslosigkeit und Inflation erkennen; sie zeigt in diesem Zeithorizont recht geringe Veränderungen, stützt aber auch die Auffassung einer auf lange Sicht neutralen Geldpolitik (gelbe Linie in Abbildung A).

¹⁰ Bei dieser Spezifikation wird aufgrund von Einschränkungen bei den verfügbaren Daten der zukunftsorientierte Teil der neukeynesianischen Phillips-Kurve außer Acht gelassen, d. h., die Regression ergibt sich aus $\Delta E(\pi^{lt}_{i,t}) = \alpha + \beta \Delta E(u^{lt}_{i,t}) + \varepsilon_{i,t}$

Abbildung A

Steigung der Preis-Phillips-Kurve gemäß SPF-Mikrodaten – Schätzung mit rollierenden Zeitfenstern

(geschätzter Steigungskoeffizient)



Quellen: SPF und EZB-Berechnungen.

Anmerkung: Die blaue Linie stellt den Steigungskoeffizienten β der oben definierten neukeynesianischen Phillips-Kurve dar, der unter Zugrundelegung rollierender Zeitfenster mit einer Länge von fünf Jahren geschätzt wird. Die Datumsangaben beziehen sich hierbei auf das Enddatum des jeweiligen Fensters. Die grauen Linien zeigen das 95 %-Konfidenzintervall des Punktschätzers. Die gelbe Linie steht für den Steigungskoeffizienten einer Regression von Revisionen der langfristigen Inflationserwartungen auf Revisionen der langfristigen Erwartungen für die Arbeitslosigkeit, der mithilfe rollierender Zeitfenster mit gleicher Dauer geschätzt wird. Der Langfristkoeffizient ist in keinem Schätzzeitraum statistisch signifikant.

Die Analyse deutet darauf hin, dass sich der Zusammenhang zwischen der Bildung der Prognosen zu Arbeitslosigkeit und Inflation verändert hat. So entsprechen die Prognosen zu Arbeitslosigkeit und Inflation laut SPF zwar im Allgemeinen einer Preis-Phillips-Kurve, doch bringt die Analyse auch zutage, dass sich die makroökonomische Beziehung in der Zeit nach der Krise deutlich abgeschwächt hat. Dieses Ergebnis spricht dafür, dass andere Faktoren wie etwa expertenbasierte Vorhersagen (siehe Kasten 1) für den Erwartungsbildungsprozess an Bedeutung gewonnen haben.

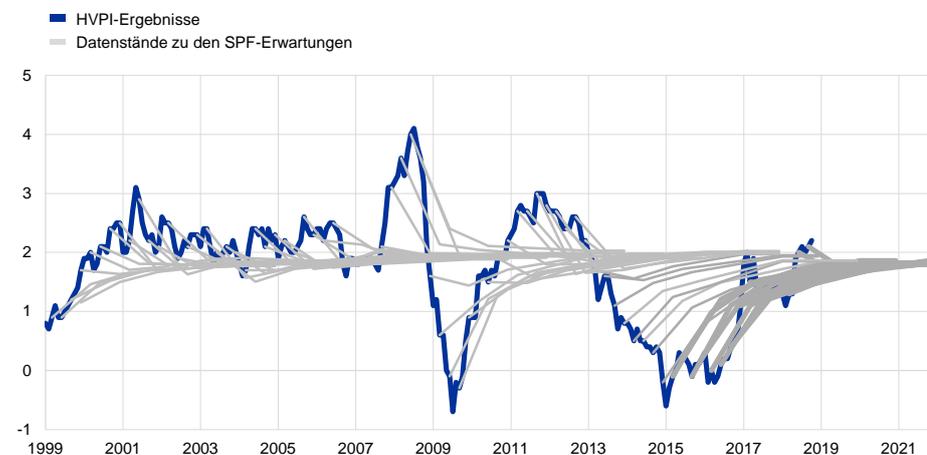
3 Wie haben sich die SPF-Punktprognosen im Zeitverlauf entwickelt?

Die Ergebnisse für die HVPI-Inflation und für das Wachstum des realen BIP wurden in den vergangenen zehn Jahren von starken und persistenten Schocks beeinflusst. In den ersten zehn Jahren der SPF-Umfrage lag die Inflationsrate nach dem HVPI meist bei gut 2 % und wurde in der aggregierten SPF-Prognose geringfügig – wenngleich durchweg – zu niedrig angesetzt, während das Wachstum des realen BIP entweder über- oder unterschätzt wurde. Im darauffolgenden Zehnjahreszeitraum wiesen diese Variablen deutlich größere Schwankungen auf, und sowohl die HVPI-Inflation als auch das Wachstum des realen BIP wurden eher überschätzt (siehe Abbildung 3 und 4).

Abbildung 3

Aggregierte Erwartungen und Ergebnisse für die HVPI-Inflation

(Veränderung gegen Vorjahr in %)



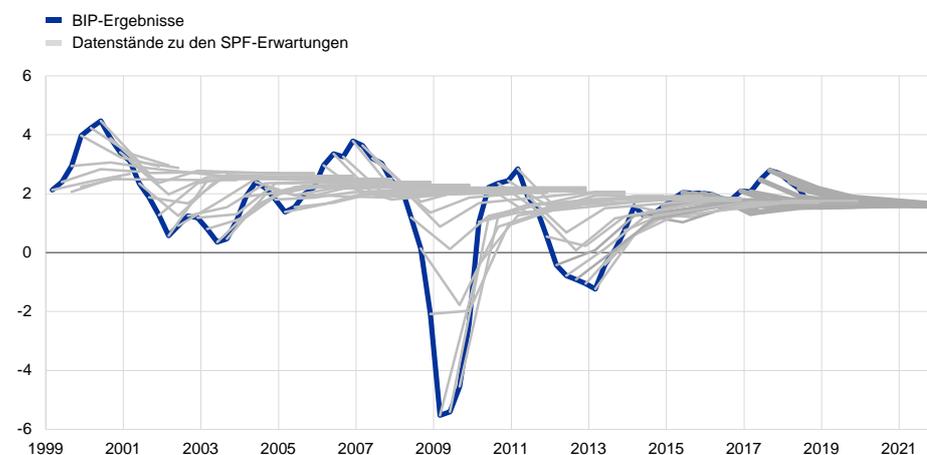
Quellen: SPF und EZB-Berechnungen.

Anmerkung: Die grau dargestellten Profile der Inflationserwartungen für die jeweiligen Umfragerunden bilden die Erwartungen für die HVPI-Inflation in 12 und 24 Monaten sowie die längerfristigen Inflationserwartungen ab.

Abbildung 4

Aggregierte Erwartungen und Ergebnisse für das Wachstum des realen BIP

(Veränderung gegen Vorjahr in %)



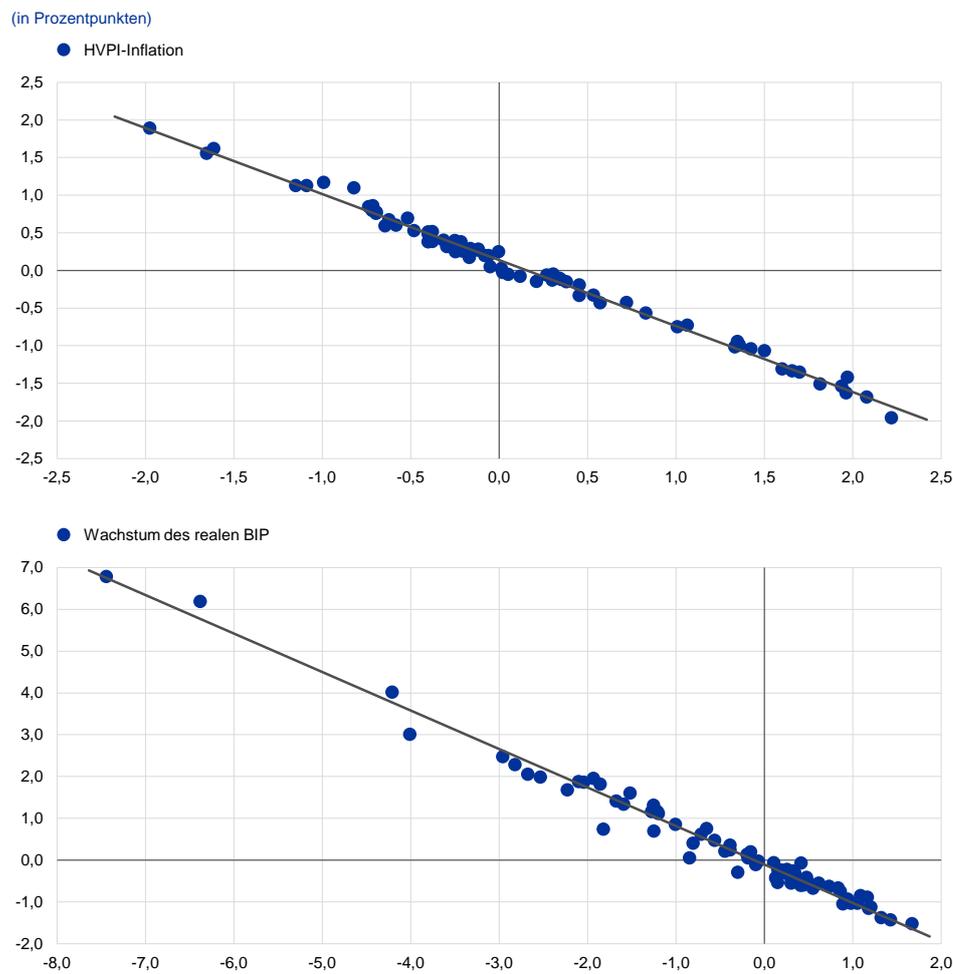
Quellen: SPF und EZB-Berechnungen.

Anmerkung: Die grau dargestellten Profile der Wachstumserwartungen für das reale BIP für die jeweiligen Umfragerunden bilden die Erwartungen für das Wachstum des realen BIP in 4 und 8 Quartalen sowie die längerfristigen Erwartungen ab.

In der Vergangenheit wiesen SPF-Prognosen in der Regel eine rasche Rückkehr zum Trend auf. Trotz der großen Schwankungen der HVPI-Inflation und des realen BIP-Wachstums kehrten die SPF-Prognosen tendenziell unmittelbar danach zu ihrem langfristigen Trend zurück. Eine Ausnahme bildeten die Wachstumserwartungen für das reale BIP in den Jahren 2008 und 2011, als mit einem weiteren deutlichen Rückgang der Wachstumsrate vor einem Wiederanstieg gerechnet wurde. Allgemein gilt: Je weiter die Daten von ihrem wahrgenommenen Trend (näherungsweise durch die längerfristigen Erwartungen bestimmt) entfernt lagen, desto stärker war ihre erwartete Bewegung zurück zu dieser Trendentwicklung. Es gibt also einen deutlich negativen Zusammenhang zwischen der Abweichung vom Trend und der in den

nächsten zwei Jahren erwarteten Veränderung (siehe Abbildung 5). Dieser Zusammenhang gilt noch stärker für die Inflation, was im positiven Sinne als ein Hinweis auf die Stärke des Inflationsankers interpretiert werden könnte.

Abbildung 5
Rückkehr zum Trend in SPF-Prognosen

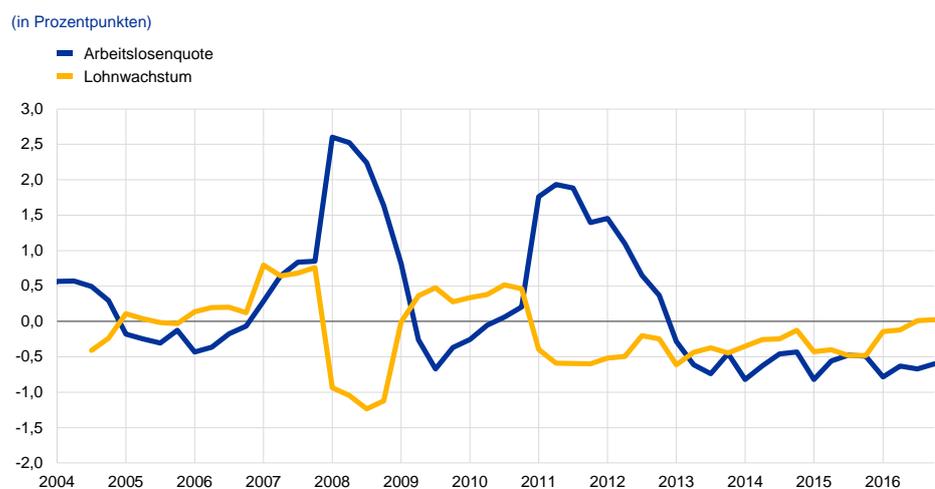


Quellen: SPF und EZB-Berechnungen.
Anmerkung: In den beiden Grafiken gibt die x-Achse den Abstand zum Trend an, gemessen als Abweichung zwischen den jüngsten Daten zur HVPI-Inflation bzw. zum realen BIP-Wachstum der jeweiligen Umfragerunde und der längerfristigen Erwartung zur entsprechenden Variable, während die y-Achse die Steigung des kurzfristigen Erwartungspfads, gemessen als die erwartete Veränderung der Variable in den nächsten zwei Jahren, darstellt.

Neben den Punktprognosen selbst kann auch die Konstellation der Prognosefehler Auskunft über potenzielle Veränderungen der zugrunde liegenden ökonomischen Zusammenhänge geben. So könnte beispielsweise das seit 2013 verzeichnete historisch ungewöhnliche Muster von Prognosefehlern beim Lohnwachstum und bei der Arbeitslosigkeit auf einen strukturellen Bruch in der Arbeitsmarktdynamik im Euroraum hindeuten. Bis zum Jahr 2013 spiegelten SPF-Vorhersagefehler beim Lohnwachstum tendenziell jene bei der Arbeitslosigkeit wider: Episoden eines unerwartet schwachen Lohnzuwachses fielen mit einer unerwartet hohen Arbeitslosenquote zusammen und umgekehrt. Nach 2013 änderte sich dieses Muster jedoch, und sowohl das Lohnwachstum als auch die Arbeitslosenquote wurden gleichzeitig überschätzt (siehe Abbildung 6). Auch die von

Experten des Eurosystems und der EZB erstellten Projektionen für das Wachstum des Arbeitnehmerentgelts je Arbeitnehmer fielen in diesem Zeitraum durchweg zu hoch aus, während die Prognosen für das Beschäftigungswachstum unterschätzt wurden.¹¹ Dies lässt vermutlich den Schluss zu, dass – obwohl die Unterauslastung am Arbeitsmarkt (gemessen an der Arbeitslosenquote) niedriger als erwartet war – andere Faktoren das Lohnwachstum anhaltend dämpften.¹²

Abbildung 6
Kurzfristige SPF-Prognosefehler in Bezug auf die Arbeitslosenquote und das Lohnwachstum



Quellen: SPF und EZB-Berechnungen.
Anmerkung: Der Projektionshorizont ist das Kalenderjahr nach dem Datum auf der x-Achse. Prognosefehler werden definiert als das tatsächliche Ergebnis aus den jüngsten Angaben abzüglich der Erwartungen.

Kasten 4

Beurteilung der individuellen Prognosegenauigkeit

Aidan Meyler

Die Bewertung, ob die Heterogenität der Prognoseleistung einzelner Prognostiker eher zufällig oder durch unterschiedliche fachliche Fähigkeiten bedingt ist, stellt in mehrfacher Hinsicht eine Herausforderung dar. Erstens ist – sobald das tatsächliche Ergebnis feststeht – der (Ex-post-)Prognosefehler der einzige festzustellende Faktor. Allerdings deutet ein großer bzw. kleiner Prognosefehler nicht unbedingt darauf hin, dass eine Vorhersage zu dem Zeitpunkt, zu dem sie erstellt wurde (d. h. ex ante), schlecht bzw. gut war, denn der Fehler könnte auf einen unerwarteten Schock, etwa im Zusammenhang mit den Ölpreisen, der Witterung oder den Wechselkursen zurückzuführen sein. Zweitens ist es zudem schwierig, Vergleiche zwischen verschiedenen Variablen und Prognosehorizonten anzustellen. So kann ein Prognostiker z. B. bei der Vorhersage der HVPI-Inflation in einem Jahr recht treffsicher sein, aber relativ ungenau, was das reale BIP-Wachstum in zwei Jahren anbelangt. Drittens beteiligen sich nicht alle Prognostiker an jeder Umfragerunde, und nicht jeder stellt Prognosen für sämtliche Variablen bzw. Zeithorizonte zur

¹¹ Siehe EZB, [Jüngste Trends bei der Lohnentwicklung im Euro-Währungsgebiet](#), Kasten 2, Wirtschaftsbericht 3/2016, Mai 2016.

¹² Siehe EZB, [Welche Erkenntnisse lassen sich aus dem Survey of Professional Forecasters der EZB bezüglich der Wahrnehmung der Arbeitsmarktentwicklung im Euro-Währungsgebiet ziehen?](#), Kasten 4, Wirtschaftsbericht 8/2017, Dezember 2017.

Verfügung (aus technischer Sicht handelt es sich also um ein unbalanciertes Panel). Daher könnte es sein, dass ein bestimmter Prognostiker nicht an der Umfrage beteiligt war, als es recht einfach bzw. schwierig war, eine Vorhersage zu treffen, was wiederum den Durchschnittsfehler dieses Prognostikers beeinflussen könnte.

Um die Frage nach Zufall oder fachlicher Fähigkeit zu beantworten, werden hier Verfahren eingesetzt, die als „Bootstrapping“ und „Monte-Carlo-Simulation“ bezeichnet werden.¹³ Der Grundgedanke dabei ist, die Prognosefehler für eine bestimmte Variable bzw. einen bestimmten Zeithorizont aus jeder Periode nach dem Zufallsprinzip auf die Prognostiker umzuverteilen, die in dieser Zeit eine Vorhersage für die jeweilige Variable bzw. den Zeithorizont vorgelegt haben (dies wird auch Bootstrapping genannt).¹⁴ Dieses Verfahren wird dann vielfach wiederholt, beispielsweise eintausend Mal (auch als Monte-Carlo-Simulation bekannt), um die Verteilung der Prognosefehler unter der Annahme (Nullhypothese) einer gleichwertigen Prognosefähigkeit zu simulieren.¹⁵ Wenn die tatsächliche Verteilung der Prognoseleistung innerhalb bestimmter Konfidenzintervalle der simulierten Verteilung liegt (z. B. zwischen 1 % und 99 %), dann kann die Nullhypothese, wonach die Prognostiker eine gleichwertige Prognosefähigkeit haben und Unterschiede in der Prognosegüte vor allem zufallsbedingt sind, nicht abgelehnt werden.

Auf den ersten Blick lassen die Ergebnisse darauf schließen, dass einige Prognostiker besser bzw. schlechter abschneiden, als zu erwarten wäre, wenn die Nullhypothese einer gleichwertigen Fähigkeit zutreffen würde. So legt beispielsweise Abbildung A, Grafik a nahe, dass für die Prognosen des HVPI in einem Jahr eine Reihe von Prognostikern bessere Leistungen erbringen, als unter der Nullhypothese einer gleichen Prognosefähigkeit zu erwarten wäre, und einige andere Experten schlechtere Leistungen zeigen. Dies wird dadurch verdeutlicht, dass die tatsächliche Verteilung unterhalb bzw. oberhalb der simulierten Verteilung für die besser bzw. schlechter platzierten Prognostiker liegt. Dieses Muster zeigt sich weitgehend auch bei den übrigen Variablen bzw. Zeithorizonten.

¹³ Siehe A. D'Agostino, K. McQuinn und K. Whelan, [Are Some Forecasters Really Better Than Others?](#), in: Journal of Money, Credit and Banking, Bd. 44, Nr. 4, Juni 2012, S. 715-732. Dieser Ansatz hat auch den Vorteil, dass er a) den unbalancierten Charakter des SPF nachbildet, b) die Beteiligung der einzelnen Prognostiker repliziert und c) Fehler nur innerhalb eines Zeitraums umverteilt, nicht aber zwischen verschiedenen Zeiträumen. Weitere Studien, die sich mit der Frage der Prognosegenauigkeit beschäftigt haben (z. B. H. Stekler, [Who Forecasts Better?](#), in: Journal of Business & Economic Statistics, Bd. 5, Nr. 1, Januar 1987, S. 155-158, sowie R. A. Batchelor, [All Forecasters Are Equal](#), in: Journal of Business & Economic Statistics, Bd. 8, Nr. 1, Januar 1990, S. 143-144), bezogen sich auf balancierte Panels und nutzten in einigen Fällen Rangfolgen, wodurch dem Ausmaß der Prognosefehler nicht Rechnung getragen wird.

¹⁴ Um auszuschließen, dass Prognostiker mit nur wenigen Vorhersagen einen unverhältnismäßig großen Einfluss auf die Ergebnisse haben, werden hier nur solche Experten einbezogen, die mindestens 20 Prognosen (dies entspricht fünf Jahren) für eine bestimmte Variable bzw. einen bestimmten Zeithorizont geliefert haben. Damit verbleiben, je nach Variabler bzw. Zeithorizont, 63 bis 77 Prognostiker.

¹⁵ Die relative Prognosegüte wird bewertet, indem eine Messgröße (der quadratische Fehler, skaliert durch den mittleren quadratischen Fehler) verwendet wird, die a) größere Fehler bestraft, b) für schwierig vorherzusagende Prognosevariablen/-horizonte/-zeiträume kontrolliert und c) es ermöglicht, Aggregate über Variablen und Horizonte hinweg zu erstellen.

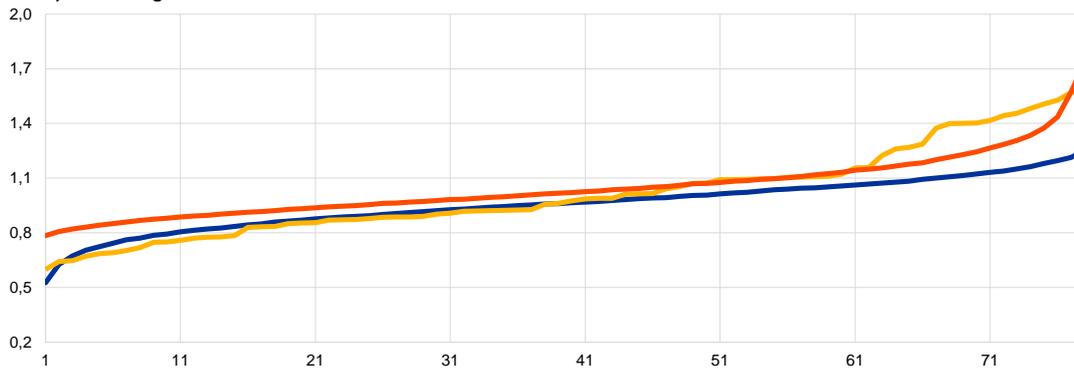
Abbildung A

Tatsächliche und durch Bootstrapping gewonnene bzw. simulierte Verteilungen der Prognosegenauigkeit für den HVPI in einem Jahr

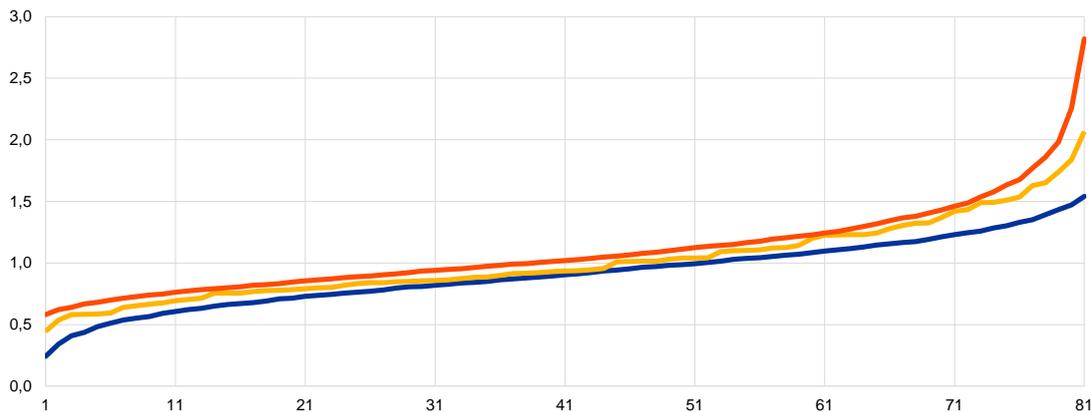
(y-Achse: in Prozentpunkten; x-Achse: Prognostiker nach Rangfolge)

- Simulierte schlechtere Leistung (1 %)
- Tatsächliche Verteilung
- Simulierte bessere Leistung (99 %)

a) Unbereinigte Daten



b) Kontrolliert für Autokorrelation



Quellen: SPF, Eurostat und EZB-Berechnungen.

Allerdings ist das scheinbar bessere bzw. schlechtere Abschneiden wohl ein statistisches Artefakt. Wenn nämlich einzelne Prognostiker tatsächlich über überdurchschnittliche bzw. unterdurchschnittliche Prognosefähigkeiten verfügten, könnte man davon ausgehen, dass es eine gewisse Korrelation der Rangfolge des Abschneidens in den verschiedenen Betrachtungszeiträumen gäbe. Daher ist es aufschlussreich, dass die Korrelation der Rangfolge der Prognoseleistung in den Zeiträumen vor und nach der Krise nahe null liegt (siehe Tabelle A). Eine Ausnahme bildet hierbei der HVPI in zwei Jahren, bei dem die Korrelation zwischen der Rangfolge in der Vorkrisen- und in der Nachkrisenzeit für Zweijahresprognosen zur Teuerung 0,37 beträgt. Darüber hinaus macht Abbildung A, Grafik b deutlich, dass das scheinbar bessere bzw. schlechtere Abschneiden für den HVPI in einem Jahr nicht mehr zu erkennen ist, wenn die Autokorrelation in den Fehlern berücksichtigt wird (genauer gesagt werden in diesem Fall nur die Prognosen im ersten Quartal eines Jahres in Betracht gezogen).

Tabelle A

Korrelation der Rangfolge der Prognosen für zwei Teil-Zeiträume (1999-2008 und 2009-2018) für Prognosen in einem Jahr und in zwei Jahren

	In einem Jahr	In zwei Jahren
Inflation	0,11	0,37
BIP-Wachstum	-0,03	0,06
Arbeitslosenquote	0,05	0,08

Quellen: SPF und EZB-Berechnungen.

Abschließend lässt sich festhalten, dass keine eindeutige Evidenz für statistisch signifikante Unterschiede bei der Prognosefähigkeit vorliegt. So liegt die aggregierte SPF-Prognose (die einen Durchschnitt sämtlicher Einzelantworten darstellt) tatsächlich stets im oberen Quartil der zwölf Permutationen¹⁶ von Variabler, Zeithorizont und Zeitraum und findet sich insgesamt auf dem ersten Platz, wenn über Variablen, Zeithorizonte und Zeiträume hinweg aggregiert wird. Dies legt die Vermutung nahe, dass es schwierig ist, durchweg besser als der einfache Durchschnitt abzuschneiden.¹⁷

4 Wie haben sich im SPF ausgewiesene Wahrscheinlichkeitsverteilungen im Zeitverlauf entwickelt?

PDFs ermöglichen es den Umfrageteilnehmern, ihre Meinungen zur gesamten Verteilung der Ergebnisse zu äußern, und stellen daher eine wertvolle Ergänzung zu Punktprognosen dar. Prognostiker ordnen den Ergebnissen jeder Variable für jeden Prognosehorizont in einem Intervall von einem halben Prozentpunkt Wahrscheinlichkeiten zu.¹⁸ In den vierteljährlichen SPF-Umfragen wird die aggregierte Wahrscheinlichkeitsverteilung, d. h. der Durchschnitt aller Wahrscheinlichkeiten, die für jedes Intervall gemeldet wurden, ausgewiesen. Diese Verteilungen, sowohl auf Einzelebene als auch auf aggregierter Ebene, lassen eine quantitative Einschätzung der wahrgenommenen Risiken und Unsicherheit zu und ergänzen die aus den Punktprognosen gewonnenen Informationen.

¹⁶ Die zwölf Permutationen ergeben sich daraus, dass drei Variablen (HVPI, BIP und Arbeitslosigkeit), zwei Zeithorizonte (in einem und in zwei Jahren) und zwei Betrachtungszeiträume (Vorkrisen- und Nachkrisenzeit) vorliegen.

¹⁷ Dies bestätigt auch die Ergebnisse von V. Genre, G. Kenny, A. Meyler und A. Timmermann, a. a. O.

¹⁸ Die Bandbreite der Ergebnisse, die sich aus den geschlossenen Intervallen ergibt, wurde in den 20 Jahren des Bestehens der Umfrage je nach Entwicklung der Daten angepasst.

Die aggregierten Wahrscheinlichkeitsverteilungen für die einzelnen Variablen wiesen über die Jahre immer wieder und oftmals starke Schwankungen auf (siehe Abbildung 7). Insbesondere bestehen einige nennenswerte Unterschiede zwischen den PDFs der ersten zehn SPF-Umfragejahre und jenen des zweiten Zehnjahreszeitraums, was weitgehend der Zeit vor und nach der Krise entspricht. Unterschiede gibt es dabei nicht nur hinsichtlich der Lage (d. h. aufgrund von Differenzen in den Punktschätzungen), sondern auch hinsichtlich der Form der PDFs. So ist zum Beispiel die Wahrscheinlichkeit, die einer relativ niedrigen Inflation zugeordnet wird ($<1,5\%$), trotz des nicht mehr vorhandenen wahrgenommenen Deflationsrisikos im Zweijahreshorizont immer noch recht hoch, da die PDFs eine negativere Schiefe aufweisen.

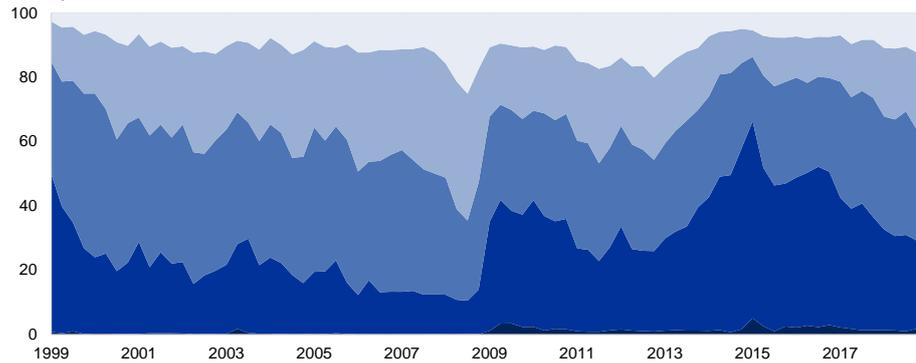
Abbildung 7

Wahrscheinlichkeitsverteilungen für die Erwartungen in zwei Jahren in Bezug auf die Inflation, das Wachstum des realen BIP und die Arbeitslosigkeit

(in %)

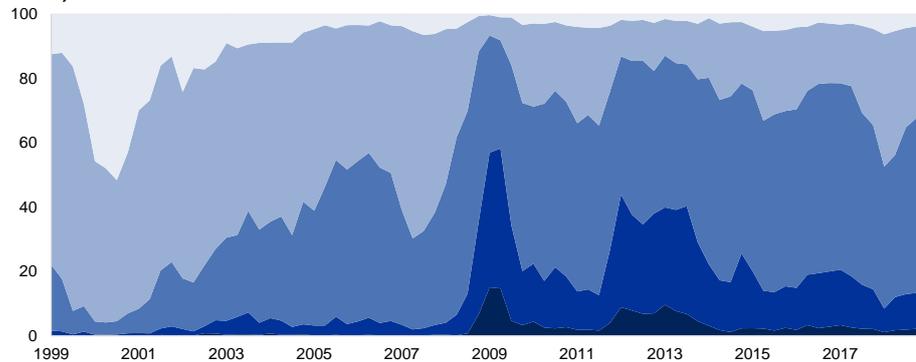
- Unter 0 %
- Zwischen 0 % und 1,5 %
- Zwischen 1,5 % und 2,0 %
- Zwischen 2,0 % und 2,5 %
- Über 2,5 %

a) Inflation



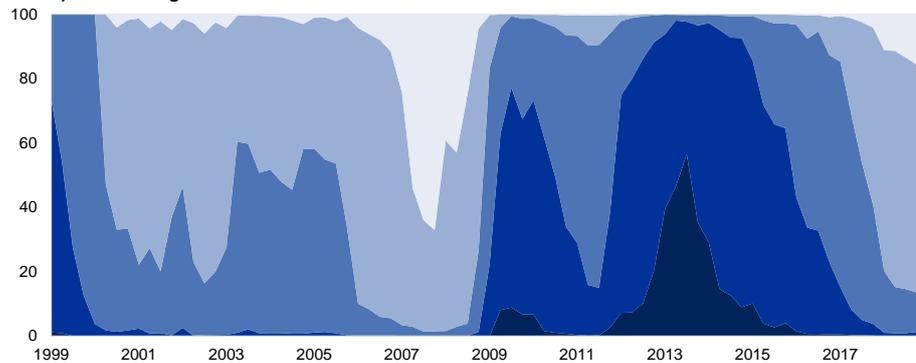
- Unter 0 %
- Zwischen 0 % und 1,0 %
- Zwischen 1,0 % und 2,0 %
- Zwischen 2,0 % und 3,0 %
- Über 3,0 %

b) Wachstum des realen BIP



- Über 12,0 %
- Zwischen 10,0 % und 12,0 %
- Zwischen 8,5 % und 10,0 %
- Zwischen 7,0 % und 8,5 %
- Unter 7,0 %

c) Arbeitslosigkeit

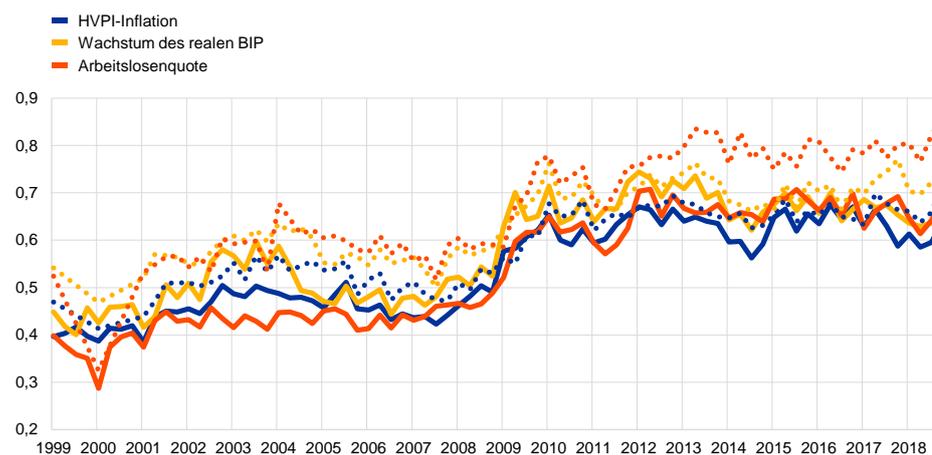


Quellen: SPF und EZB-Berechnungen.

Die Einschätzung der Prognostiker bezüglich der Unsicherheit scheint im Jahr 2009 über alle Variablen und Zeithorizonte hinweg beständig angestiegen zu sein. Die aggregierte Unsicherheit wird in der Regel an der Breite der aggregierten PDF gemessen. Diese wird wiederum von zwei Faktoren bestimmt: zum einen davon, wie groß die Unsicherheit jedes Prognostikers ist, d. h. von der aggregierten Bandbreite der einzelnen PDFs, und zum anderen davon, wie sehr die Prognostiker in Bezug auf das wahrscheinlichste Ergebnis voneinander abweichen, d. h., wie stark sich die Schwerpunkte der einzelnen Verteilungen unterscheiden. Auffallend ist, dass die Unsicherheit der einzelnen Prognostiker in den SPF-Umfragen über alle Variablen und Zeithorizonte hinweg in der Finanzkrise einen erkennbaren Sprung nach oben aufweist und seither mehr oder weniger auf diesem Niveau verharrt (siehe Abbildung 8). Im Gegensatz dazu variierte der Effekt der unter den Prognostikern bestehenden Uneinigkeit auf die aggregierte Unsicherheit wesentlich deutlicher bei den ökonomischen Variablen, Prognosehorizonten und über die Zeit hinweg.

Abbildung 8
Einschätzung der Unsicherheit durch die Prognostiker

(durchschnittliche Standardabweichung der Wahrscheinlichkeitsverteilung der Prognostiker in Prozentpunkten)



Quellen: SPF und EZB-Berechnungen.

Anmerkung: Die durchgezogenen Linien bilden die Erwartungen in zwei Jahren ab, die gepunkteten Linien stellen die längerfristigen Erwartungen dar.

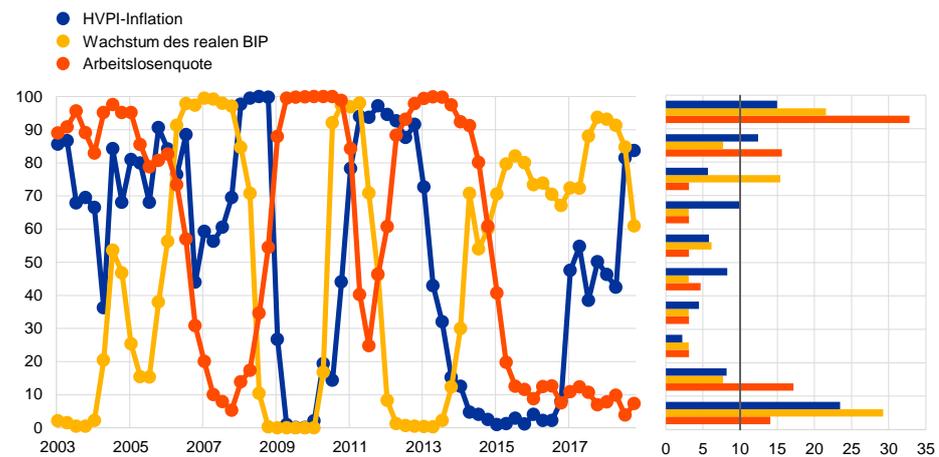
Auch nach dem erkennbaren und bislang nicht revidierten Anstieg der Unsicherheit der Prognostiker im Jahr 2009 wurde die Volatilität der Daten durch die PDFs in zwei Jahren unterschätzt. In den vergangenen 20 Jahren fielen die über zwei Jahre beobachteten Veränderungen der Inflationsrate, des realen BIP-Wachstums und der Arbeitslosigkeit tendenziell viel größer aus als die Bandbreiten der entsprechenden PDFs in zwei Jahren. Dies lässt sich aus der Konzentration des Anteils der Ergebnisse im ersten und letzten Dezil ablesen (siehe Abbildung 9, rechte Grafik). So waren beispielsweise mehr als 30 % der Ergebnisse zur Arbeitslosenquote im oberen Dezil der zwei Jahre zuvor erwarteten Verteilung zu finden. Würden die PDFs die tatsächlichen, zugrunde liegenden Verteilungen gut beschreiben, wäre der Anteil der Ergebnisse, der sich auf jedes Dezil der jeweiligen PDFs verteilt, gleich groß (10 %). Viele dieser Ergebnisse am Rande der Verteilung traten zudem auf, nachdem die Prognostiker ihre PDFs 2009 ausgeweitet hatten. Dies lässt darauf schließen, dass die Experten zwar davon ausgehen, dass die

Entwicklung der Wirtschaft an sich mit einer etwas größeren Unsicherheit als zur Zeit der „Great Moderation“ vor 2008 behaftet ist, ein Großteil der Volatilität in den letzten zehn Jahren jedoch auf unerwartet große, häufige oder persistente Schocks zurückzuführen war.

Abbildung 9

Kumulierte Wahrscheinlichkeiten für die Erwartungen in zwei Jahren und Anteile nach PDF-Dezil

(in %)



Quellen: SPF und EZB-Berechnungen.

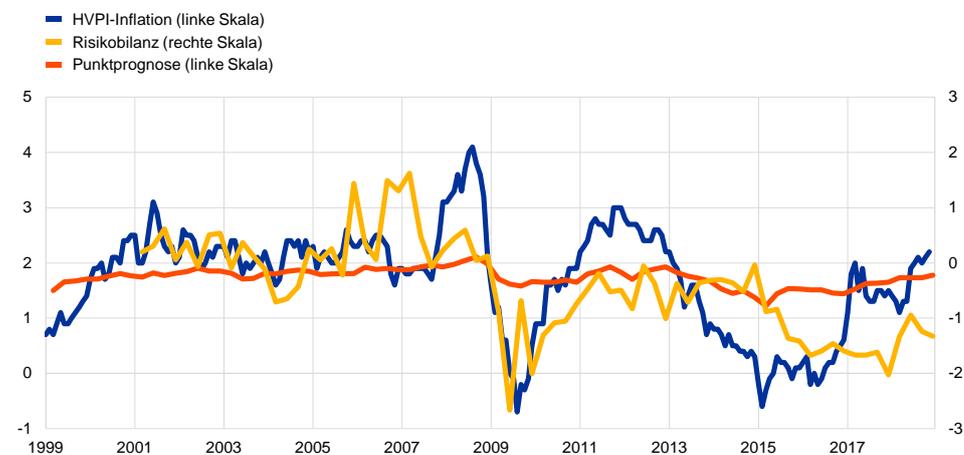
Anmerkung: Die Punkte geben die Wahrscheinlichkeit der HVPI-Inflation, des realen BIP-Wachstums bzw. der Arbeitslosenquote an, wobei alle Werte verwendet werden, die unter dem tatsächlichen Ergebnis liegen oder diesem entsprechen. Grundlage bildet die zwei Jahre vor dem angezeigten Datum erwartete Wahrscheinlichkeitsverteilung für die Erwartungen in zwei Jahren. Das Balkendiagramm in der rechten Grafik zeigt den Anteil der Ergebnisse aus jedem Dezil der erwarteten PDF. Bei einer idealen Festlegung der PDFs ergäbe sich für jedes Dezil ein Ergebnis von 10 %.

Prognostiker haben ihre Einschätzung der Risikobilanz aktiv angepasst und ihre Punktschätzungen korrigiert. Anhand der Asymmetrie einer prognostizierten Wahrscheinlichkeitsverteilung lässt sich die Risikobilanz, die in der Prognose enthalten ist, ablesen (siehe Kasten 5). Als Reaktion auf die Entwicklung des Wirtschaftsausblicks haben die Prognostiker ihre Risikobilanz dynamisch angepasst, vor allem im Hinblick auf die PDFs für die erwartete Inflation (siehe Abbildung 10). Als der Inflationsdruck 2006 zuzunehmen schien, verschoben sich die Risiken mit Blick auf die erwartete Teuerungsrate in zwei Jahren deutlich nach oben, ohne dass eine deutliche Änderung der Punktprognosen vorgenommen wurde. In der SPF-Umfrage für das erste Quartal 2009 wurde bei der aggregierten Punktschätzung mit einem Minus von 0,3 Prozentpunkten die größte vierteljährliche Korrektur verzeichnet, und die Messgröße für die Risikoverteilung lag bei -0,9 nach zuvor +0,1. In der darauffolgenden Umfrage wurde die Punktprognose lediglich um 0,1 Prozentpunkte nach unten revidiert, während sich die Messgröße für die Risikobilanz bis zu einem Wert von -2,7 weiter sehr deutlich nach unten bewegte, bevor in den folgenden Umfragerunden bei unveränderter Punktprognose wieder ein Anstieg des Risikomaßes verzeichnet wurde. Im Gegensatz dazu wurden die Punktprognosen im Zeitraum 2013-2014, als die HVPI-Inflation sank, sukzessive nach unten korrigiert, während die Risiken weitgehend gleich eingeschätzt wurden.

Abbildung 10

HVPI-Inflation, Punktprognosen zur HVPI-Inflation in zwei Jahren und Risikobilanz

(linke Skala: Veränderung gegen Vorjahr in %; rechte Skala: Indikator der Risikobilanz)



Quellen: SPF und EZB-Berechnungen.

Anmerkung: Ein positiver Wert des Indikators der Risikobilanz gibt an, dass sich die Risiken in Richtung einer höheren Inflation verschoben haben, während ein negativer Wert darauf hinweist, dass eine niedrigere Inflation wahrscheinlicher ist.

Kasten 5

Verwendung von Wahrscheinlichkeitsverteilungen zur Messung der Risikobilanz

Rupert de Vincent-Humphreys

Eine Wahrscheinlichkeitsverteilung für ein in die Zukunft fallendes Ergebnis ist eine vollständige Darstellung der entsprechenden Prognose. Die Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion (probability distribution function – PDF) enthält die Informationen, die benötigt werden, um alle Aspekte der Prognose zusammenzufassen. Hierbei handelt es sich um die zentrale Punktprognose und Angaben zu deren Unsicherheitsgrad sowie um die Beurteilung, ob die Risikobilanz als eher aufwärts- oder abwärtsgerichtet eingeschätzt wird und mit welcher Wahrscheinlichkeit Ergebnisse in bestimmte Wertebereiche fallen werden. In der Praxis hängt die Genauigkeit derartiger Messgrößen davon ab, wie präzise die PDF spezifiziert ist.

In der Theorie richtet sich die Art und Weise, in der ein Prognostiker die zugrunde liegende Wahrscheinlichkeitsverteilung in einer einzelnen Punktschätzung zum Ausdruck bringt, danach, wie dieser Prognostiker Vorhersagefehler einschätzt. Formal ausgedrückt zeigt die Theorie der Prognoseerstellung, dass die optimale Punktprognose $\hat{x}_{t+h|t}^*$, die einer bestimmten PDF entspricht, diejenige ist, bei der die Verlustfunktion des Prognostikers im Zusammenhang mit möglichen Vorhersagefehlern minimiert wird:

$$\hat{x}_{t+h|t}^* \equiv \arg \min E[L(x_{t+h}, \hat{x})]$$

Die Verlustfunktion L ist ein mathematischer Ausdruck, der beschreibt, welches Gewicht ein Prognostiker unterschiedlich großen Prognosefehlern beimisst. Selbst wenn verschiedene Prognostiker die zugrunde liegende Verteilung möglicher zukünftiger Ergebnisse gleich einschätzten, würden sie verschiedene Punktprognosen abgeben, so sie unterschiedliche Verlustfunktionen hätten. In der Wirtschaftswissenschaft finden in der Regel drei Arten von Verlustfunktionen Anwendung. Die erste ist die einheitliche Verlustfunktion, bei der alle Prognosefehler unabhängig von ihrer Größe als gleich schwerwiegend eingestuft werden. In diesem Fall ist die optimale

Punktprognose der Modalwert der Verteilung, der dem wahrscheinlichsten Ergebnis entspricht. Die zweite Verlustfunktion steigt linear mit der Größe des Prognosefehlers an, d. h., wenn der Fehler doppelt so groß ist, wird er auch als doppelt so schwerwiegend behandelt. Hier stellt der Median die optimale Punktprognose dar, wobei die Wahrscheinlichkeit eines nach oben abweichenden Fehlers genauso groß ist wie die Wahrscheinlichkeit eines nach unten abweichenden Fehlers. Bei der dritten, der quadratischen Verlustfunktion, werden größere Prognosefehler stärker bestraft: Wenn der Fehler doppelt so groß ist, wird er als viermal so schwerwiegend eingestuft. Die entsprechende Punktprognose ergibt sich hierbei aus dem Mittelwert der Verteilung.

Analog hierzu hängt auch die statistische Messgröße der Asymmetrie, die die Risikoverteilung rund um eine Punktprognose am besten abbildet, von der Einschätzung der Vorhersagefehler durch den Prognostiker ab. Inwieweit die eine Punktschätzung umgebenden Risiken in die eine oder in die andere Richtung weisen, wird durch die Asymmetrie der PDF der Prognose bestimmt. Bei einer symmetrischen PDF sind die Risiken ausgewogen. So wie in der Theorie zur Prognoseerstellung die optimale Prognose definiert wird, so wird die Risikobilanz als Bilanz des bedingten erwarteten Verlusts (conditional expected loss) definiert:

$$\hat{x}_{t+h|t}^* \equiv E[L(x_{t+h}, \hat{x}_{t+h|t}) | x_{t+h} > \hat{x}_{t+h|t}] - E[L(x_{t+h}, \hat{x}_{t+h|t}) | x_{t+h} < \hat{x}_{t+h|t}]$$

Wenn die Verlustfunktion selbst symmetrisch ist (wie in den drei oben beschriebenen Fällen), d. h. ein nach oben abweichender Fehler und ein nach unten abweichender Fehler desselben Umfangs gleichermaßen unerwünscht sind, misst die Risikobilanz – sofern sich eine Vorhersage als falsch erweist –, ob der Prognostiker eine Abweichung nach unten oder oben für wahrscheinlicher hält. So kommt in einer positiven Risikobilanz beispielsweise die Ansicht des Prognostikers zum Ausdruck, dass im Fall einer falschen Prognose die Wahrscheinlichkeit größer ist, dass das Ergebnis oberhalb und nicht unterhalb jener Prognose liegt. Die vorstehende Gleichung kann mit den verschiedenen Verlustfunktionen kombiniert werden, um zu zeigen, dass die jeweils geeignete Messgröße der Asymmetrie die Bilanz der Gesamtwahrscheinlichkeit auf beiden Seiten des Modalwerts (im Fall eines einheitlichen Verlusts), die Quartil-Schiefe (im Fall eines linearen Verlusts) und die Schiefe (im Fall eines mittleren quadratischen Verlusts) ist.

Mit Blick auf den SPF, bei dem Wahrscheinlichkeiten für eine diskrete Menge an recht breiten Intervallen gemeldet werden, gibt es eine Reihe von alternativen Ansätzen, um die verschiedenen statistischen Messgrößen der Asymmetrie zu evaluieren. So stellen beispielsweise die im SPF enthaltenen Wahrscheinlichkeiten für Intervalle eine Reihe von Punkten entlang der kumulierten Verteilungsfunktion dar; um diese in eine stetige Funktion umzuwandeln, können unterschiedliche Interpolationssysteme verwendet werden. Überdies muss dahingehend eine Annahme getroffen werden, wo die Punkte bei den beiden offenen Wahrscheinlichkeitsintervallen sowie bei den oberen und unteren Enden der Bandbreiten plausibler Ergebnisse platziert werden sollen.

Sämtliche Kombinationen von statistischen Messgrößen und alternativen Berechnungsmethoden können in einem Paket von Indikatoren der Risikobilanz zusammengefasst werden. All diese Maße weisen tendenziell einen starken Gleichlauf auf und lassen sich zu einer einzelnen statistischen Messgröße zusammenfassen, indem man ihren ungewichteten Durchschnitt bildet.¹⁹

¹⁹ Siehe hierzu auch EZB, [Wie beurteilen professionelle Prognostiker die Inflationsrisiken?](#), Kasten 4, Wirtschaftsbericht 5/2017, August 2017.

5 Welche Erkenntnisse lassen sich aus längerfristigen Erwartungen gewinnen?

Die in der SPF-Umfrage enthaltenen längerfristigen Erwartungen können Aufschluss über die Einschätzung der professionellen Prognostiker zum Gleichgewichtszustand der Wirtschaft geben. Der Gleichgewichtszustand einer Volkswirtschaft ist der Zustand, zu dem eine Wirtschaft zurückkehrt, nachdem die Auswirkungen vergangener und aktueller Schocks abgeklungen sind und sie sich wieder im Einklang mit den strukturellen Trends entwickeln kann. Der Gleichgewichtszustand hat somit eine große Bedeutung. In der SPF-Umfrage beziehen sich die längerfristigen Erwartungen etwa auf einen Zeithorizont von in fünf Jahren. Es liegt nahe anzunehmen, dass die meisten Schocks eine geringere Persistenz aufweisen, sodass nach diesem Zeithorizont keine Auswirkungen mehr auf die Wirtschaft feststellbar sein dürften. In diesem Fall dürften die längerfristigen Erwartungen nur die Einschätzung der strukturellen Merkmale der Wirtschaft, wie etwa des Potenzialwachstums oder der NAIRU, wiedergeben.

Die Antworten der Sonderumfrage 2018 lassen allerdings darauf schließen, dass die Situation differenzierter ist, denn einige Schocks könnten sehr persistent sein. Die SPF-Teilnehmer wurden gebeten zu erläutern, wie ihre langfristigen Prognosen zu interpretieren sind. Während viele Umfrageteilnehmer angaben, dass ihre langfristigen Erwartungen strukturell zu interpretieren seien, erklärte ein noch größerer Teil, dass dies nur manchmal der Fall sei; einige qualitative Kommentare ließen zudem darauf schließen, dass sich manche Schocks persistenter auswirken könnten, sodass der Fünfjahreshorizont für eine Rückkehr zum Gleichgewichtszustand der Wirtschaft nicht ausreichen würde (siehe Tabelle 1). So scheinen die durchschnittlichen längerfristigen Erwartungen für die Arbeitslosenquote bei denjenigen, die bei der NAIRU-Interpretation „nein“ angaben, zyklischer zu sein als bei denjenigen, deren Antwort „immer“ lautete.

Tabelle 1

Zusammenhang zwischen längerfristigen Erwartungen gemäß SPF und strukturellen Merkmalen

(Anzahl der Umfrageteilnehmer)

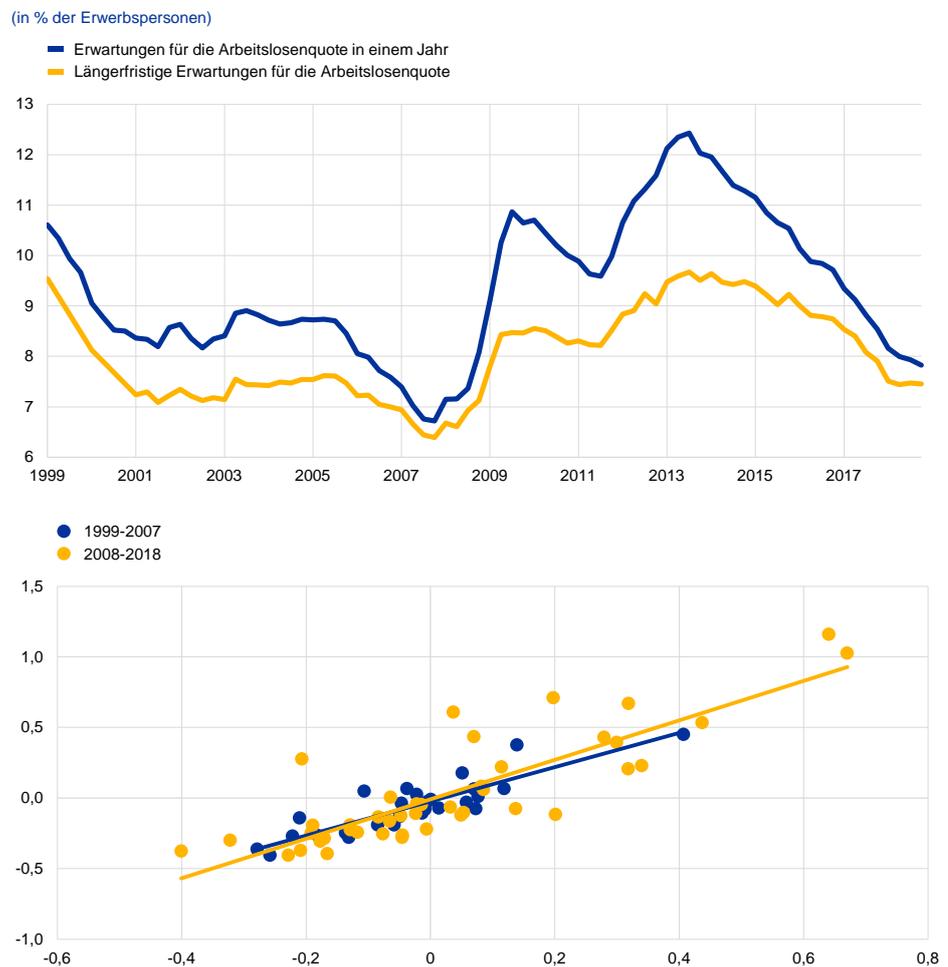
	Immer	Manchmal	Nein	Insgesamt
Längerfristige Erwartungen für die Arbeitslosenquote und NAIRU	16	17	6	39
Längerfristige Erwartungen für das BIP-Wachstum und Produktionspotenzial	19	21	3	43

Quelle: SPF-Sonderumfrage 2018.

Die Auswirkungen der wahrgenommenen Persistenz der Schocks zeigen sich am stärksten in der Entwicklung der längerfristigen Erwartungen für die Arbeitslosigkeit. Der drastische Anstieg der tatsächlichen Arbeitslosenquote und der kurzfristigen Erwartungen für die Arbeitslosigkeit im Gefolge der Finanz- und Staatsschuldenkrise ging auch mit einer deutlichen Aufwärtskorrektur der längerfristigen Erwartungen einher (siehe Abbildung 11). Dieser Zusammenhang zwischen den Erwartungen über die verschiedenen Zeithorizonte lässt sich mittels Hysterese erklären. So kann sich der vorübergehend nachfrage- oder angebotsseitig getriebene

Anstieg der Arbeitslosigkeit z. B. über Durationeffekte persistent im Rahmen einer höheren gleichgewichtigen Arbeitslosenquote auswirken. Die Umfrageergebnisse der letzten Jahre lassen diesbezüglich darauf schließen, dass die Prognostiker auch Hysterese symmetrisch wirken lassen: Der Rückgang der kurzfristigen Erwartungen seit 2013 ging mit einem etwa gleich großen rückläufigen Effekt auf die langfristigen Erwartungen einher, wie er bei den vorhergehenden Aufwärtsbewegungen festzustellen war. Infolgedessen weisen die langfristigen Erwartungen für die Arbeitslosenquote eine höhere Zyklizität auf, als üblicherweise bei der strukturellen Arbeitslosigkeit erwartet wird.

Abbildung 11
Erwartungen für die Arbeitslosenquote und entsprechende Korrekturen



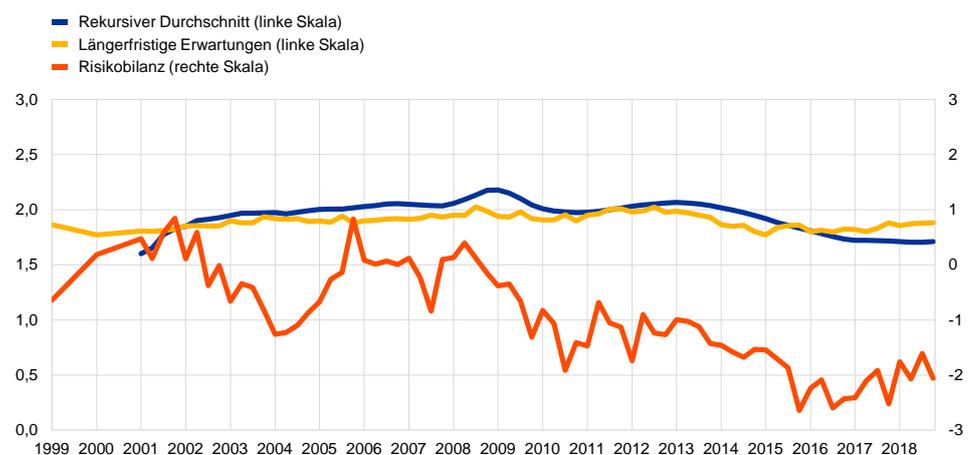
Quelle: SPF.
Anmerkung: Die obere Grafik zeigt die aggregierten Erwartungen für die Arbeitslosenquote in einem Jahr und in fünf Jahren. Die untere Grafik bildet die Korrekturen der Erwartungen für die Arbeitslosenquote ab. Dabei sind die Revisionen der aggregierten längerfristigen Erwartungen auf der x-Achse abgetragen und jene der aggregierten Erwartungen in einem Jahr, die aus der entsprechenden Umfragerunde stammen, auf der y-Achse. Die blauen und gelben Linien in der unteren Grafik stellen den Trend der beiden ausgewiesenen Teilstichproben dar.

Die Frage danach, inwieweit die längerfristigen Inflationserwartungen weiterhin mit dem Inflationsziel der Zentralbank übereinstimmen, d. h. verankert sind, kann Aufschluss über das Vertrauen geben, das dahingehend herrscht, dass die Zentralbank ihr Ziel erreicht. Das Ausmaß der Inflationsverankerung lässt sich unterschiedlich messen. Grundlage bildet oftmals die Reagibilität der längerfristigen Erwartungen auf die kurzfristigen Entwicklungen, wie etwa das Überraschungselement bei den Datenergebnissen, oder kürzerfristige Erwartungen. Umfassend untersucht wurde dies im Bericht der Low Inflation Task Force.²⁰

Die Daten aus der vierteljährlichen Umfrage deuten darauf hin, dass die Inflationserwartungen im Euroraum gut verankert sind. In den vergangenen 20 Jahren bewegten sich die längerfristigen Inflationserwartungen in der SPF-Umfrage innerhalb einer Bandbreite von 1,8 % bis 2,0 %. Dies kann als weitgehend dem Ziel der EZB, die Teuerung unter, aber nahe 2 % zu halten, entsprechend verstanden werden. Zudem entwickelten sich die längerfristigen Erwartungen stabiler als die durchschnittliche HVPI-Inflationsrate, die andernfalls als Orientierung hätte dienen können, um eine naive, rückwärtsgerichtete Prognose zu erstellen (siehe Abbildung 12). In den letzten Jahren erholten sich die längerfristigen Inflationserwartungen allmählich und stetig von ihrem im ersten Quartal 2015 verzeichneten Tiefstand (der Umfragerunde vor Ankündigung des Programms zum Ankauf von Wertpapieren des öffentlichen Sektors). In der SPF-Erhebung für das vierte Quartal 2018 lagen die längerfristigen Erwartungen für die HVPI-Inflation bei 1,9 % und jene für die Rate ohne Energie, Nahrungsmittel, Alkohol und Tabakwaren bei 1,8 %. Seit dem drastischen Rückgang der jährlichen Inflation in der zweiten Jahreshälfte 2008 sind die Risiken in Bezug auf die längerfristigen Inflationserwartungen allerdings immer noch deutlich abwärtsgerichtet, wenngleich sich die Lage verbessert hat.

Abbildung 12
Längerfristige Inflationserwartungen und Risikobilanz

(linke Skala: Veränderung gegen Vorjahr in %; rechte Skala: Indikator der Risikobilanz)



Quellen: SPF und EZB-Berechnungen.

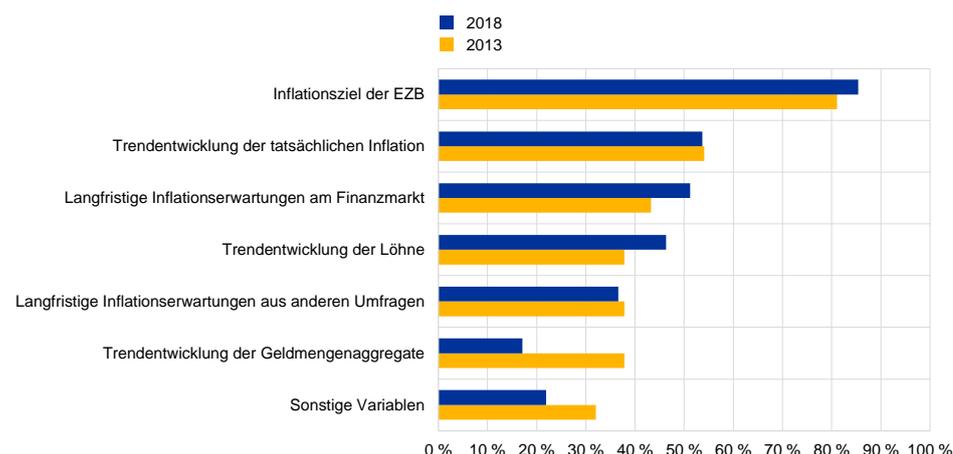
Anmerkung: Die Zeitreihe zum rekursiven Durchschnitt bezeichnet die durchschnittliche jährliche HVPI-Teuerungsrate von Januar 1999 bis zum Datum auf der x-Achse. Ein negativer Wert des Indikators der Risikobilanz gibt an, dass die Risiken abwärtsgerichtet sind, während ein positiver Wert bedeutet, dass sie aufwärtsgerichtet sind.

²⁰ Siehe M. Ciccarelli und C. Osbat (Hrsg.), a. a. O.

Das Inflationsziel der EZB ist nach wie vor der bestimmende Faktor für die längerfristigen Erwartungen der SPF-Teilnehmer. In der Sonderumfrage 2018 wurde eine im Jahr 2013 gestellte Frage nochmals aufgegriffen. Die Umfrageteilnehmer sollten angeben, welche Informationen sie zur Bestimmung ihrer längerfristigen Inflationserwartungen verwenden. Im Vergleich zur vorangegangenen Umfrage gab es einen nennenswerten Anstieg der Anteile der Umfrageteilnehmer, die auf das Inflationsziel der EZB, die Trendentwicklung der finanzmarktbasierten Messgrößen der Inflationserwartungen und die Trendentwicklung der Löhne verwiesen, während deutlich weniger Teilnehmer als bei der letzten Erhebung angaben, die Trendentwicklung der Geldmengenaggregate und andere Variablen heranzuziehen (siehe Abbildung 13). Da sich die Trendentwicklungen der tatsächlichen Inflation, der Löhne und der längerfristigen Markterwartungen in den letzten Jahren deutlich abgeschwächt haben, hat das Inflationsziel als Anker der Erwartungen an Bedeutung gewonnen.

Abbildung 13
Einflussfaktoren für die längerfristigen Erwartungen der SPF-Umfrageteilnehmer

(Anteil der Umfrageteilnehmer in %)



Quellen: SPF und EZB-Berechnungen.

Anmerkung: Da die Option „fiskalische Variablen“ in der Umfrage 2013 nicht angeboten wurde, obwohl einige Teilnehmer diese unter „sonstige Variablen“ erwähnten, werden sie auch 2018 unter „sonstige Variablen“ erfasst. Die Summe der Prozentsätze weicht von 100 % ab, da Mehrfachnennungen möglich waren.

6 Schlussbemerkungen

Die SPF-Umfrage ist die am längsten bestehende, umfassendste und transparenteste Umfrage zur Gesamtwirtschaft des Euro-Währungsgebiets. Im Vergleich zu anderen Umfragen ermöglichen die PDFs in der SPF-Umfrage vor allem eine vollständige quantitative Evaluierung der wahrgenommenen Risiken und Unsicherheit im Hinblick auf die Aussichten. Dies ist ein zusätzliches wertvolles Element, das die Punktprognosen ergänzt und anhand der durch die vierteljährliche Umfrage erhaltenen Informationen eine umfassendere Konjunktüreinschätzung erlaubt (z. B. im Hinblick auf Tempo und Art der konjunkturellen Normalisierung nach der Finanzkrise).

Die Umfrage ist nicht nur nützlich bei der Gegenprüfung der von der EZB bzw. dem Eurosystem selbst erstellten gesamtwirtschaftlichen Projektionsprofile, sondern auch bei der Gegenprüfung der grundlegenden ökonomischen Zusammenhänge, die diese untermauern. Inzwischen ist ein umfangreicher Datensatz entstanden, der zur Klärung aktueller Wirtschaftsfragen herangezogen werden und einen Beitrag zur geldpolitischen Debatte leisten kann. So lässt sich etwa bei einer gemeinsamen Betrachtung verschiedener Variablen aus den SPF-Daten ableiten, wie die professionellen Prognostiker die Entwicklung der Zusammenhänge zwischen Schlüsselgrößen wie Wachstum und Inflation oder Arbeitslosigkeit und Lohnwachstum beurteilen. Auch heute, 20 Jahre nach seiner Einführung, stellt der SPF ein ebenso hilfreiches und relevantes Instrument für die Wirtschaftsanalyse und die geldpolitische Debatte wie damals dar.

Mario Alloza, Bogdan Cozmanca, Marien Ferdinandusse und Pascal Jacquinot

In diesem Beitrag werden die wichtigsten Transmissionskanäle beschrieben, über die sich nationale finanzpolitische Maßnahmen auf andere Länder einer Währungsunion übertragen können. Ferner wird die Größenordnung dieser Übertragungswirkungen mithilfe verschiedener Modelle untersucht. Im Gefüge der Wirtschafts- und Währungsunion (WWU) sind fiskalische Ausstrahlungseffekte nicht nur für eine präzise Beurteilung der Konjunkturaussichten in den Euro-Ländern relevant, sondern auch für die Diskussionen über eine koordinierte Anpassung des fiskalischen Kurses im Euro-Währungsgebiet sowie über eine Fiskalkapazität für den gemeinsamen Währungsraum. Der Beitrag konzentriert sich auf die Ausstrahlungseffekte, die sich aus Ausgabenerhöhungen in den größeren Euro-Ländern ergeben, und stellt hierzu zwei einander ergänzende Analysen vor. Zum einen werden die Übertragungswirkungen anhand einer neuen, langen Datenreihe zu den größten Staaten des Eurogebiets empirisch untersucht; zum anderen wird ein mehrere Länder umfassendes allgemeines Gleichgewichtsmodell mit stark differenzierten fiskalischen Spezifikationen herangezogen, das auch die Untersuchung von Handelseffekten ermöglicht. Die Analysen ergeben, dass die fiskalischen Ausstrahlungseffekte im Fall der größeren Euro-Länder heterogen, im Allgemeinen aber positiv ausfallen. Die Größenordnung der Übertragungswirkungen wird maßgeblich von der Reaktion der Zinssätze auf eine expansive Finanzpolitik bestimmt.

1 Einleitung

In den letzten Jahren haben länderübergreifende fiskalische Ausstrahlungseffekte zunehmend Beachtung gefunden. Das Verständnis der Folgewirkungen finanzpolitischer Maßnahmen eines Landes für die Produktion in anderen Ländern der Währungsunion ist naturgemäß von erheblichem Interesse für eine Zentralbank, die eine einheitliche Geldpolitik festlegt, denn es erleichtert ihr die Beurteilung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung des Währungsraums, was sich wiederum in ihrer Bewertung der Preisstabilitätsrisiken niederschlägt. Auch bei der Analyse des fiskalischen Kurses auf Euroraumebene sollten fiskalische Ausstrahlungseffekte berücksichtigt werden.¹ Von Bedeutung ist der Umfang fiskalischer Übertragungswirkungen schließlich auch bei der Beurteilung, inwieweit von nationalen finanzpolitischen Maßnahmen Stabilisierungseffekte ausgehen. Im Falle geringer fiskalischer Ausstrahlungseffekte ließe sich die Widerstandsfähigkeit der WWU gegenüber starken wirtschaftlichen Schocks durch eine zentrale fiskalische

¹ Siehe hierzu EZB, [Der fiskalische Kurs im Euro-Währungsgebiet](#), Wirtschaftsbericht 4/2016, Juni 2016, sowie K. Bańkowski und M. Ferdinandusse, [Euro area fiscal stance](#), Occasional Paper Series der EZB, Nr. 182, 2017.

Stabilisierungsfunktion erhöhen, die in der Lage ist, die nationalen wirtschaftlichen Stabilisatoren zu stützen.²

Die finanzpolitischen Maßnahmen eines Landes wirken sich über verschiedene Kanäle auf andere Staaten aus. Ein wichtiger Transmissionskanal ist der Handel. So lässt eine fiskalische Expansion in einem Land dessen Importe aus anderen Staaten ansteigen. Die expansive Finanzpolitik könnte auch einen binnenwirtschaftlichen Preisauftrieb und eine Erhöhung des realen effektiven Wechselkurses nach sich ziehen; hierdurch würden die fiskalischen Ausstrahlungseffekte verstärkt, da sich die Wettbewerbsfähigkeit des Landes, das die fiskalische Expansion vorgenommen hat, im Vergleich zu den anderen Ländern verringerte. Angesichts der Tragweite für die Preisentwicklung gilt es hierbei auch der geldpolitischen Reaktion Rechnung zu tragen. Nicht immer reagieren die Zinssätze auf Preisänderungen, die ihre Ursache in finanzpolitischen Maßnahmen haben; dies ist beispielsweise der Fall, wenn die Wirtschaft durch die effektive Zinsuntergrenze beschränkt ist.³

Die empirische Literatur zu fiskalischen Ausstrahlungseffekten ist recht lückenhaft. Auch wenn die Zahl einschlägiger Studien zur Größenordnung fiskalischer Übertragungswirkungen in den letzten Jahren gestiegen ist, so ist sie doch überschaubar, und die Ergebnisse lassen sich kaum miteinander vergleichen. Zusätzlich erschwert wird die Gewinnung allgemeingültiger Erkenntnisse aus der Literatur durch die unterschiedliche Identifizierung fiskalischer Schocks und eine Ergebnispräsentierung anhand verschiedener Metriken. Gegenstand des vorliegenden Aufsatzes ist unter anderem eine Erörterung der relevantesten empirischen Literatur zu Übertragungswirkungen. Zur Vereinfachung erfolgt die Analyse unter der Annahme einer ausgabenseitigen Lockerung der Finanzpolitik.⁴

Schätzungen zu ausgabeninduzierten fiskalischen Ausstrahlungseffekten weisen tendenziell positive Ergebnisse von einer meist geringen Größenordnung auf. Eine Reihe von Studien befasst sich mit fiskalischen Übertragungseffekten infolge einer Ausweitung der Staatsausgaben, die sich innerhalb einer Gruppe von Ländern über den Handelskanal ergeben haben. So gelangen Beetsma, Giuliodori und Klaassen anhand von Jahresdaten für den Zeitraum 1965-2004 zu dem Ergebnis, dass eine finanzpolitische Lockerung in Form einer Erhöhung der Staatsausgaben um 1 % des BIP in Deutschland das Produktionswachstum der anderen europäischen Volkswirtschaften nach zwei Jahren um durchschnittlich 0,15 % erhöht; geht der fiskalische Impuls von Frankreich aus,

² Siehe auch J. Cimadomo, S. Hauptmeier, A. A. Palazzo und A. Popov, [Risikoteilung im Euro-Währungsgebiet](#), Wirtschaftsbericht 3/2018, EZB, Mai 2018.

³ Geldpolitische Sondermaßnahmen zur Aufweichung der von der effektiven Zinsuntergrenze ausgehenden Beschränkungen bleiben in der vorliegenden Analyse unberücksichtigt.

⁴ Übertragungswirkungen aus einer Veränderung der Staatseinnahmen sind nicht Gegenstand dieses Beitrags. Diese fallen in aller Regel deutlich niedriger aus als ausgabenseitig induzierte fiskalische Übertragungswirkungen. Grund hierfür ist, dass sich eine Steuersenkung über die Ausgaben- und Sparsentscheidungen von privaten Haushalten und Unternehmen auf die gesamtwirtschaftliche Nachfrage auswirkt, was im Vergleich zu dem direkten Effekt einer Erhöhung der Staatsausgaben mit Verzögerungen und höherer Ungewissheit verbunden ist. Zu den Transmissionskanälen fiskalischer Ausstrahlungseffekte und ihren makroökonomischen Auswirkungen während der Haushaltskonsolidierungsphase 2010-2013 in den Euro-Ländern siehe M. G. Attinasi, M. Lalik und I. Vetlov, [Fiscal spillovers in the euro-area: a model-based analysis](#), Working Paper Series der EZB, Nr. 2040, 2017.

beträgt der entsprechende Effekt 0,08 %.⁵ Der Internationale Währungsfonds (IWF) zeigt unter Zugrundelegung von Quartalszahlen zu 55 Ländern für den Zeitraum 2000-2016, dass sich eine Erhöhung der Staatsausgaben um 1 % des BIP in einem durchschnittlichen großen Industrieland innerhalb des ersten Jahres zu einem Anstieg des BIP um 0,15 % in einem durchschnittlichen Empfängerland führt.⁶ Auerbach und Gorodnichenko kommen in Bezug auf fiskalische Ausstrahlungseffekte, die von großen OECD-Ländern ausgehen, zu ähnlichen Ergebnissen wie der IWF.⁷

Die Schätzungen zu Übertragungseffekten fallen heterogen aus. Die ermittelte Größenordnung variiert dabei je nach Handelsverflechtungen, Konjunkturlage und Reaktion der Geldpolitik. Bei Beetsma et al. belaufen sich die von Deutschland auf angrenzende kleine, offene Volkswirtschaften wie Österreich, Belgien und die Niederlande ausgehenden fiskalischen Ausstrahlungseffekte nach zwei Jahren auf rund 0,4 % des BIP. Auerbach und Gorodnichenko gelangen zu dem Ergebnis, dass die fiskalische Übertragungswirkung während Rezessionen besonders stark, in Expansionsphasen dagegen eher moderat ausfällt. In der Studie des IWF zeigen sich bis zu vier Mal höhere Übertragungseffekte, wenn die Geldpolitik an der effektiven Zinsuntergrenze operiert (0,3 % nach einem Jahr), als bei normalen Verhältnissen (0,08 %).⁸

Weitere Erkenntnisse zu fiskalischen Ausstrahlungseffekten liefert eine Reihe von Studien, die auf theoretischen dynamisch-stochastischen allgemeinen Gleichgewichtsmodellen (DSGE-Modellen) beruhen. Stark differenzierte DSGE-Mehrländermodelle ermöglichen einen tieferen Einblick in die fiskalischen Übertragungseffekte als empirische Methoden wie die Vektorautoregressionen (VARs), denn diese umfassen eine Vielzahl nur schwer isolierbarer Einflussfaktoren. Allerdings müssen bei der Verwendung von DSGE-Modellen unter Umständen restriktive Annahmen in Kauf genommen werden, denen nicht immer eine belastbare Empirie zugrunde liegt. In den DSGE-Modellen fallen die fiskalischen Ausstrahlungseffekte bei normalen Verhältnissen geringer aus als in VAR-basierten Schätzungen; erfolgt hingegen keine Reaktion der Zinssätze, ergibt sich eine stärkere Übertragungswirkung.⁹ Teilweise ist dies darauf zurückzuführen, dass die Strukturmodelle lediglich über den Handelskanal wirkende Ausstrahlungseffekte erfassen, während in VARs auch andere Effekte wie über das Finanzsystem herbeigeführte Übertragungswirkungen einfließen.

⁵ Siehe R. Beetsma, M. Giuliodori und F. Klaassen, [Trade spill-overs of fiscal policy in the European Union: a panel analysis](#), in: *Economic Policy*, Bd. 21, Ausgabe 48, 2006, S. 640-687.

⁶ Siehe IWF, [Cross-border impacts of fiscal policy: Still relevant?](#), *World Economic Outlook*, 2017.

⁷ Siehe A. J. Auerbach und Y. Gorodnichenko, [Output Spillovers from Fiscal Policy](#), in: *American Economic Review*, Bd. 103, Nr. 3, 2013, S. 141-146. Eine Gegenüberstellung der Ergebnisse der IWF-Studie und von Auerbach und Gorodnichenko findet sich bei P. Blagrove, G. Ho, K. Koloskova und E. Vesperoni, [Fiscal Spillovers: The Importance of Macroeconomic and Policy Conditions in Transmission](#), *Spillover Notes* des IWF, Nr. 11, 2017.

⁸ Die effektive Zinsuntergrenze ist dadurch gekennzeichnet, dass sich die Zinssätze im untersten Quartil der Verteilung befinden.

⁹ Siehe z. B. IWF, [Cross-border impacts of fiscal policy: Still relevant?](#), *World Economic Outlook*, 2017, und J. In 't Veld, [Public Investment Stimulus in Surplus Countries and their Euro Area Spillovers](#), *Economic Brief 016*, *European Economy*, Europäische Kommission, 2016.

2 Empirische Schätzungen

In diesem Abschnitt werden aktuelle Schätzungen zu fiskalischen Ausstrahlungseffekten vorgestellt, die von den größeren Euro-Ländern ausgehen. Hierzu werden länderspezifische exogene Staatsausgabenschocks identifiziert und ihre dynamische Konjunkturwirkung in anderen Ländern betrachtet.¹⁰

2.1 Daten und Methodik

Die Schätzungen beruhen auf einem neuen Datensatz zu den Ländern des Eurogebiets. Eine Analyse der fiskalischen Ausstrahlungseffekte nach Zeitreihenverfahren erfordert vergleichbare, langjährige und detaillierte Daten. Für die Länder des Euroraums sind Daten zu vielen fiskalischen Variablen jedoch erst seit Mitte bzw. Ende der 1990er-Jahre auf Quartalsbasis verfügbar. Diesem Umstand wird durch einen neuen Datensatz Rechnung getragen, der für Deutschland, Frankreich, Italien, Spanien und den Euroraum insgesamt erstellt wurde; er reicht vom ersten Quartal 1980 bis zum vierten Quartal 2015 und enthält Vierteljahresangaben, die den Daten von Eurostat (gemäß dem geltenden Regelwerk ESVG 2010) entsprechen. Ein Modell mit unbeobachteten Komponenten, das die Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen auf Jahres- wie auch auf Quartalsbasis umfasst, ermöglicht im Verbund mit Monatsindikatoren die Schätzung vierteljährlicher fiskalischer Messgrößen, ohne dass die Einheitlichkeit gegenüber den amtlichen aggregierten Jahresangaben verloren geht. Wichtige Dateneigenschaften wie ein unterschiedliches saisonales Verlaufsmuster werden hierbei berücksichtigt.¹¹

Der konstruierte Datensatz enthält disaggregierte Messgrößen der Staatsausgaben (und -einnahmen) zu jedem der vier genannten Länder sowie zum Euroraum insgesamt. Durch die Disaggregation lassen sich die Komponenten der Staatsausgaben je nach ihrer Konjunkturreakibilität trennen. Das für die weitere Analyse verwendete Aggregat der öffentlichen Ausgaben umfasst die nicht konjunkturabhängigen Komponenten – insbesondere die staatlichen Konsum- und Investitionsausgaben –, während konjunkturreakible Positionen wie Transferausgaben ausgeschlossen werden.¹²

¹⁰ Nähere Einzelheiten zu Methodik und Ergebnissen der hier vorgestellten Schätzungen finden sich bei M. Alloza, P. Burriel und J. J. Pérez, [Fiscal policies in the euro area: revisiting the size of spillovers](#), Documentos de Trabajo der Banco de España, Nr. 1820, 2018.

¹¹ Für Deutschland und Italien werden die amtlichen Daten aus den vierteljährlichen Konten des Staates für nichtfinanzielle Transaktionen (ESVG 2010 und ESVG 95) miteinander kombiniert und auf der Grundlage monatlicher fiskalischer Kennziffern und amtlicher Jahresstatistiken in die Vergangenheit zurückverlängert. Im Fall Spaniens und des Euroraums stammen die Daten aus aktualisierten Versionen von F. de Castro, F. Martí, A. Montesinos, J. J. Pérez und A. J. Sánchez-Fuentes, [A quarterly fiscal database fit for macroeconomic analysis](#), in: Review of Public Economics, Bd. 224, Ausgabe 1, 2018, S. 139-155, bzw. J. Paredes, D. J. Pedregal und J. J. Pérez, [Fiscal policy analysis in the euro area: Expanding the toolkit](#), in: Journal of Policy Modeling, Bd. 36, Ausgabe 5, 2014, S. 800-823; diese Daten wurden nach der oben beschriebenen Methodik konstruiert und entsprechen ebenfalls den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen. Die Angaben zu Frankreich werden unmittelbar von Eurostat bezogen.

¹² Nominalvariablen werden mithilfe des BIP-Deflators in reale Größen umgerechnet.

Die empirische Strategie umfasst drei Schritte. Zunächst werden die länder-spezifischen VARs anhand (logarithmierter) Daten zum realen Nettosteuer-aufkommen, den Staatsausgaben, der Produktion, dem BIP-Deflator und dem zehnjährigen Zinssatz geschätzt. Die identifizierende Annahme lautet, dass die Umsetzung finanzpolitischer Maßnahmen, die angesichts einer Veränderung des Wirtschaftsumfelds ergriffen werden, länger als ein Quartal in Anspruch nimmt. Damit lassen sich strukturelle Schocks auf die Staatsausgaben ermitteln (die Finanzpolitik ist also in diesem Zeitraum von den konjunkturellen Rahmenbedingungen losgelöst).¹³ Im zweiten Schritt wird die dynamische Reaktion der Wirtschaftsleistung eines Landes auf einen Staatsausgabenschock, der von einem anderen Land ausgeht, unter Anwendung lokaler Projektionen erfasst.¹⁴ Auf diese Weise lässt sich der bilaterale Effekt der finanzpolitischen Maßnahme für jedes mögliche Länderpaar schätzen. Im letzten Schritt werden diese paarweise gewonnenen Schätzergebnisse summarisch in zwei Statistiken dargestellt.

Die Übertragungseffekte werden nach Empfänger- und Herkunftsland zusammengefasst. Der Ausstrahlungseffekt im Empfängerland spiegelt dabei die Folge eines gleichzeitig in allen anderen Euro-Ländern auftretenden Ausgaben-schocks für den betroffenen Staat wider. Konstruiert ist dieser Effekt als (kumulierte) Summe der Gesamtwirkung der finanzpolitischen Maßnahmen der übrigen Mitgliedstaaten auf die Produktion eines gegebenen Landes im Verhältnis zur Summe der jeweiligen binnenwirtschaftlichen Folgen für jene Staaten, die diese Maßnahmen durchgeführt haben.¹⁵ Der Übertragungseffekt nach Herkunftsland ist definiert als das Verhältnis der (durchschnittlichen produktionsgewichteten) Auswirkung eines Staatsausgabenschocks auf die Produktion in den Empfängerländern zur entsprechenden Auswirkung auf die Produktion im Herkunftsland. Die Statistik zeigt, in welcher Größenordnung die einzelnen Länder Ausstrahlungseffekte generieren können.

2.2 Ergebnisse

Die Ergebnisse liefern Hinweise auf positive fiskalische Übertragungseffekte im Euro-Währungsgebiet. Abbildung 1 zeigt die Reaktion des BIP in jedem der vier betrachteten Länder auf einen Anstieg der Staatsausgaben in den übrigen Staaten (d. h. den Übertragungseffekt nach Empfängerland). Anhand der blauen Linie wird ersichtlich, wie die Produktion im Empfängerland auf die in den Herkunftsländern erfolgten Staatsausgabenschocks reagiert. Durch Kumulation der Produktionseffekte und deren Division durch die kumulierte Veränderung der Staatsausgaben in den die fiskalische Stimulierung vornehmenden Staaten (nicht dargestellt) ergibt sich eine Messgröße, die unmittelbar mit dem Multiplikator einer expansiven Finanzpolitik im

¹³ Siehe O. Blanchard und R. Perotti, [An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output](#), in: Quarterly Journal of Economics, Bd. 117, Ausgabe 4, 2002, S. 1329-1368.

¹⁴ Siehe O. Jordà, [Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections](#), in: American Economic Review, Bd. 95, Nr. 1, 2005, S. 161-182.

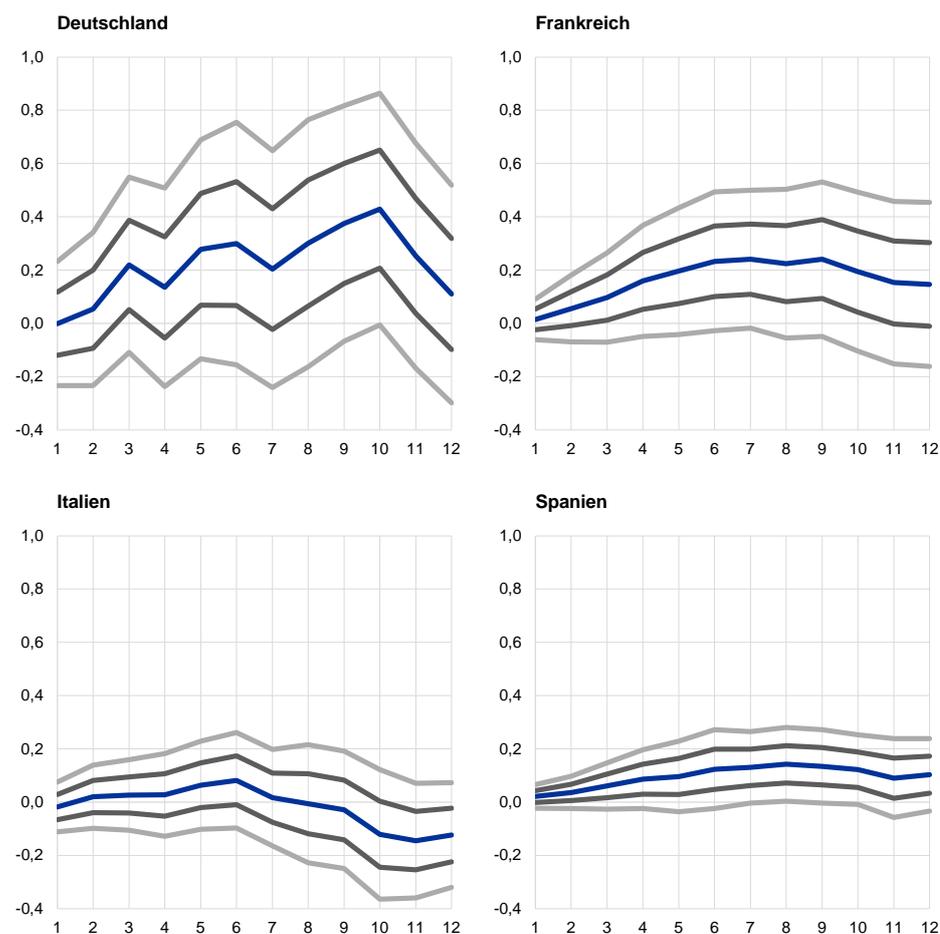
¹⁵ Der Ausstrahlungseffekt im Empfängerland ist die Folge einer gleichzeitig in den übrigen Betrachtungs-ländern vorgenommenen Ausgabenerhöhung um 1 €, die sich durch Addition der Wirkung verschiedener simultaner Fiskalschocks ergibt. Die auf dieser Spezifikation beruhenden Resultate dürften daher eine Obergrenze darstellen.

Inland vergleichbar ist. So weist Frankreich nach zwei Jahren einen kumulierten Übertragungseffekt im Umfang von 0,72 auf. Eine gleichzeitige Erhöhung der öffentlichen Ausgaben in Deutschland, Italien und Spanien um 1 € würde demnach in Frankreich nach zwei Jahren einen Anstieg der Produktion um 0,72 € bewirken.

Abbildung 1
Empirische Schätzungen der Ausstrahlungseffekte (nach Empfängerland)

Reaktion der Produktion auf eine gleichzeitige Erhöhung der Staatsausgaben in den übrigen Ländern

(x-Achse: Quartale; y-Achse: Veränderung in %)



Quelle: Alloza et al. (2018).
Anmerkung: Die blaue Linie veranschaulicht die Reagibilität der Produktion, während die dunkel- und hellgrauen Linien ein Konfidenzintervall nach Newey und West von 68 % bzw. 95 % darstellen.

Die Ergebnisse sind mit den Resultaten früherer empirischer Untersuchungen vergleichbar. Gemessen an den in Abbildung 1 dargestellten produktionsgewichteten Ergebnissen liegen die Ausstrahlungseffekte auf große Euro-Länder bei durchschnittlich rund 0,09, 0,46 bzw. 0,60 im ersten, zweiten bzw. dritten Jahr. Diese aktuellen Ergebnisse sind zwar etwas geringer als bei Auerbach und Gorodnichenko, die eine ähnliche Methodik anwenden, aber im Großen und Ganzen vergleichbar.

Aus Empfängerlandperspektive unterscheiden sich die Übertragungseffekte in den betrachteten Staaten in Dynamik, Größenordnung und Signifikanz.

Frankreich und Spanien weisen ein ähnliches Muster auf: Der Ausstrahlungseffekt ist Ende des ersten Jahres mit einem Konfidenzniveau von 68 % positiv und signifikant. Beide lassen mit rund 0,2-0,3 im ersten Jahr und kumuliert etwa 0,6-0,7 im zweiten Jahr eine ähnliche Dynamik erkennen. Auch Deutschlands Ausstrahlungswirkung zeigt eine positive Dynamik; bei einem Konfidenzniveau von 68 % werden signifikante Werte allerdings erst im dritten Jahr erreicht. Der Effekt scheint in Deutschland zwar nur marginal signifikant, dafür aber stärker als in den übrigen betrachteten Ländern zu sein. So beläuft sich der kumulierte Übertragungseffekt Ende des ersten Jahres auf 0,6. Für Italien ergeben die Schätzungen mit einer nicht signifikanten Abweichung von null die geringste Ausstrahlungswirkung. Unter Anwendung eines Konfidenzniveaus von 95 % wären die fiskalischen Übertragungseffekte nur für Spanien signifikant.

Auch Ausgabenerhöhungen in einem einzigen Land haben positive Ausstrahlungseffekte. Aus der Perspektive des Herkunftslandes des Fiskalimpulses betrachtet fallen die Ergebnisse zwar heterogen aus, doch bei den großen Euro-Ländern sind positive fiskalische Übertragungseffekte erkennbar (Ergebnisse hier nicht dargestellt).¹⁶

3 Analyse der Ausstrahlungseffekte anhand eines DSGE-Mehrländermodells

Dieser Abschnitt befasst sich mit Simulationen, die mithilfe eines DSGE-Mehrländermodells – des „Euro Area and Global Economy (EAGLE)“-Modells – durchgeführt werden. Das Modell ist jeweils für die vier größten Euro-Länder (Deutschland, Frankreich, Italien und Spanien) sowie für den Euroraum ohne diese Staaten und die übrige Welt kalibriert.¹⁷ Wie das neue Euroraum-Modell der Europäischen Zentralbank basiert auch das EAGLE-Modell auf Mikrodaten und berücksichtigt Nominalpreis- und Lohnrigiditäten, Kapitalbildung sowie den Welthandel mit Gütern und Anleihen. Aufgrund seiner globalen Dimension eignet sich das Modell besonders gut zur Beurteilung grenzüberschreitender Übertragungseffekte. Alle Regionen treiben untereinander Handel mit Vorleistungsgütern, wobei die Schätzungen zu den bilateralen Handelsströmen auf aktuellen historischen Durchschnittswerten beruhen. Der internationale Wertpapierhandel ist auf in US-Dollar denominierte Anleihen ohne Nennwertbedingung beschränkt.

¹⁶ Siehe hierzu M. Alloza et al. (2018). Den Schätzungen zufolge haben staatliche Ausgabensteigerungen vom Herkunftsland aus gesehen stärkere Ausstrahlungswirkungen in Italien und Spanien als in Deutschland. Für Frankreich ergeben sich hingegen keine signifikanten Effekte. Es lässt sich feststellen, dass die Übertragungseffekte nach Herkunftsland bei öffentlichen Investitionen stärker ausfallen als bei den Konsumausgaben des Staates.

¹⁷ Das EAGLE-Modell, ein dynamisches allgemeines Gleichgewichtsmodell für den Euroraum, das mehrere Länder umfasst, wurde von einem ESZB-Team aus Mitarbeitern der Banca d'Italia, der Banco de Portugal und der EZB entwickelt. Siehe S. Gomes, P. Jacquinot, M. Mohr und M. Pisani, [The EAGLE. A model for policy analysis of macroeconomic interdependence in the euro area](#), Economic Modelling, Bd. 29, Ausgabe 5, 2012, S. 1686-1714.

Die hier verwendete Modellversion umfasst eine erweiterte Fiskalkomponente.¹⁸ Für die privaten Haushalte wird unterstellt, dass sie einen Nutzen aus dem Verbrauch eines zusammengesetzten Gutes ziehen, das aus öffentlichen und privaten Konsumgütern besteht. Überdies wird angenommen, dass der staatliche Kapitalstock den Produktionsprozess beeinflusst. Außerdem wird in jedem Land die Staatsverschuldung mithilfe einer Fiskalregel stabilisiert, die im Fall einer Abweichung der Schuldenquote vom Zielwert eine endogene Anpassung der finanzpolitischen Instrumente vorschreibt.

Die Länder des Euroraums verfügen über einen gemeinsamen nominalen Wechselkurs und einen gemeinsamen Nominalzins. Die Zentralbank legt den kurzfristigen Nominalzinssatz unter Berücksichtigung der jeweiligen euroraumweiten Verbraucherpreissteigerung und realwirtschaftlichen Aktivität gemäß einer standardmäßigen Taylor-Regel fest. Die übrige Welt weist einen eigenen nominalen Zinssatz und Wechselkurs auf.

Die Simulationsrechnungen stellen auf die Konsumausgaben des Staates einerseits und die öffentlichen Investitionen andererseits ab. Die folgenden beiden Abschnitte befassen sich mit den Übertragungseffekten eines schuldenfinanzierten ausgabenbasierten Fiskalimpulses über einen Zeitraum von zwei Jahren. Dabei erfolgt die Simulation mit zwei alternativen Spezifikationen: zum einen mit Zinssätzen, die nach der Taylor-Regel festgelegt werden, und zum anderen mit unveränderten Zinsen. Die Ergebnisse werden jeweils gesondert nach staatlichen Konsum- und Investitionsausgaben dargestellt.

3.1 Ausstrahlungseffekte nach Herkunfts- und Empfängerland

Bei Verwendung des Taylor-Zinses fallen die nach dem Herkunftsland betrachteten Übertragungswirkungen positiv, aber gering aus. Die linke Grafik in Abbildung 2 veranschaulicht die Übertragungseffekte eines Fiskalimpulses von 1 % des nominalen BIP, der von einem großen Euro-Land ausgeht und über einen Zeitraum von zwei Jahren auf das übrige Eurogebiet wirkt, und zwar aufgegliedert nach öffentlichen Investitionen und Konsumausgaben des Staates.¹⁹ Trotz gewisser länderspezifischer Unterschiede im Hinblick auf den Effekt auf das Inland (siehe x-Achse) und die Wirkung auf andere Staaten (y-Achse) belaufen sich die Übertragungseffekte (berechnet als Reaktion des BIP im Empfängerland im Verhältnis zur entsprechenden Reaktion im Herkunftsland) in den beiden Jahren nach Eintreten des Schocks im Durchschnitt auf unter 0,1.

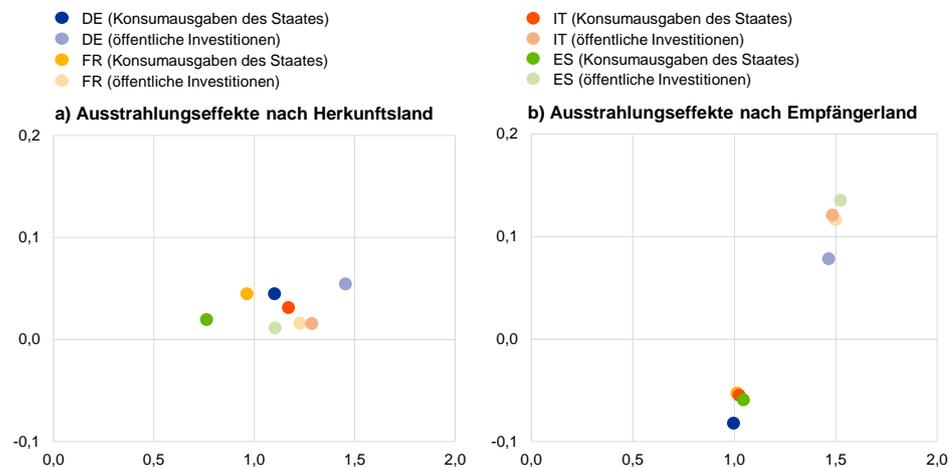
¹⁸ Siehe D. Clancy, P. Jacquinot und M. Lozej, [Government expenditure composition and fiscal policy spillovers in small open economies within a monetary union](#), in: Journal of Macroeconomics, Bd. 48, 2016, S. 305-326.

¹⁹ Zur Erleichterung der Interpretation der Ergebnisse wird in dieser sowie in den folgenden Modellsimulationen ein fiskalischer Impuls von 1 % in Relation zum BIP des Landes (bzw. der Länder), in dem bzw. denen die Stimulierungsmaßnahme durchgeführt werden, zugrunde gelegt.

Abbildung 2

Modellsimulationen fiskalischer Ausstrahlungseffekte (mit Reaktion der Zinssätze)

(x-Achse: Zweijahresdurchschnitt der Veränderung des BIP in dem Herkunftsland/den Herkunftsländern des Fiskalimpulses in %; y-Achse: Zweijahresdurchschnitt der Veränderung des BIP im Empfängerland der Effekte in %)



Quelle: EAGLE-Modell.

Anmerkung: Grafik a zeigt die Ausstrahlungseffekte nach Herkunftsland, d. h. die Auswirkungen einer Erhöhung der staatlichen Konsum- oder Investitionsausgaben in einem Land um 1 % des BIP über zwei Jahre auf die Produktion im Inland (x-Achse) und auf die Produktion in den anderen Ländern (y-Achse). Grafik b zeigt die Ausstrahlungseffekte nach Empfängerland, d. h. die Auswirkungen einer gleichzeitig in allen anderen Ländern vorgenommenen Erhöhung der staatlichen Konsum- oder Investitionsausgaben um 1 % des BIP über zwei Jahre auf die Produktion der Herkunftsländer des Fiskalimpulses (x-Achse) und im Empfängerland der Effekte (y-Achse).

Auch in der Betrachtung nach Empfängerland fallen die Ausstrahlungseffekte gering aus. Abbildung 2, Grafik b veranschaulicht die Übertragungswirkung, die ein in mehreren Ländern gleichzeitig erfolgender Fiskalimpuls von 1 % des BIP über zwei Jahre auf ein großes Land haben kann, in dem es keinen solchen Impuls gibt. Bei den öffentlichen Investitionen beläuft sich der Übertragungseffekt auf gut 0,1. Bei den Konsumausgaben des Staates fallen die Ausstrahlungseffekte nach Empfängerland betrachtet in den ersten beiden Jahren im Schnitt geringfügig negativ aus. Dies ist vor allem dadurch bedingt, dass die Nachfragewirkung des Fiskalimpulses durch die Kontraktionswirkung höherer Zinssätze, die alle Länder der Währungsunion trifft, aufgehoben wird. Die Größe eines Landes spielt im Verhältnis ebenfalls eine Rolle. So ist der Übertragungseffekt bei einer Betrachtung nach Empfängerland in Spanien etwas stärker als in Deutschland, da der 1%ige BIP-Impuls im ersten Fall von allen Ländern außer Spanien, im zweiten Fall jedoch von allen Ländern außer Deutschland ausgeht.

Die Ausstrahlungseffekte nach Empfängerland sind nicht identisch mit den aggregierten Übertragungseffekten nach Herkunftsland. Sowohl der Effekt auf die inländische Produktion der Länder, die den Fiskalimpuls setzen, als auch die Ausstrahlungswirkungen weisen eine stärkere Konzentration auf. Eine mögliche Ursache hierfür ist, dass in mehreren Ländern simultan erfolgende Stimulierungsmaßnahmen stärker auf die Preise und die Wirtschaftsleistung durchwirken und eine vergleichsweise heftigere geldpolitische Reaktion auslösen als ein Impuls, der von nur einem großen Land des Euroraums ausgeht.

Wenn die Zinssätze im Eurogebiet nicht auf den fiskalischen Schock reagieren, sind die Ausstrahlungseffekte nach Herkunfts- wie auch nach Empfängerland positiv und deutlich ausgeprägter als im Falle einer reaktiven Geldpolitik. Bei Ausbleiben einer Zinsreaktion in den darauffolgenden zwei Jahren liegen die Ausstrahlungseffekte nach Herkunftsland zwischen 0,07 (bei einem Anstieg der staatlichen Konsumausgaben in Spanien um 1 % des BIP) und 0,25 (bei einer Erhöhung der öffentlichen Investitionen derselben Größenordnung in Deutschland), wie Abbildung 3, Grafik a zeigt. Diese Übertragungswirkung ist rund sechsmal so hoch wie es bei einer Anpassung der Zinssätze der Fall wäre. Ein ähnlich starker Anstieg ist zu beobachten, wenn man die Folgen einer Erhöhung der Investitionen nach Empfängerland betrachtet (siehe Abbildung 3, Grafik b). Die Reagibilität der Ausstrahlungswirkungen in den Empfängerländern Frankreich, Italien und Spanien gegenüber der Reaktion der Zinssätze ist bei einem Impuls in Form einer Erhöhung der staatlichen Konsumausgaben sogar noch größer, und der Effekt nimmt – ausgehend von negativen Werten – auf über 1 zu.²⁰

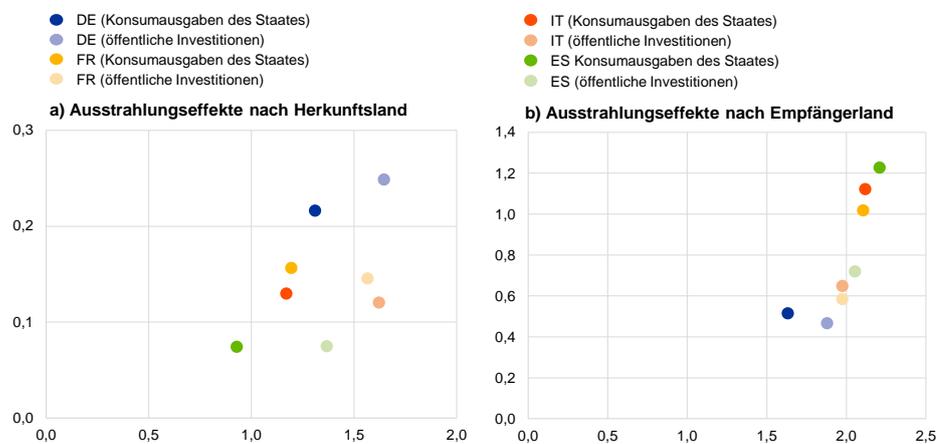
Die Modellsimulationen bestätigen die oben vorgestellten empirischen Schätzungen weitgehend. Kommt es zu einer Reaktion der Zinssätze, sind die Ausstrahlungseffekte im Allgemeinen positiv, aber klein, und sie zeigen sich bei den Investitionen ausgeprägter als bei den Konsumausgaben. Bei einem Vergleich der Modellsimulationen mit den empirischen Schätzungen der Ausstrahlungseffekte nach Empfängerländern ist zu berücksichtigen, dass sich das den Schätzungen zugrunde liegende Datenmaterial auf Zeiträume mit unterschiedlicher geldpolitischer Ausrichtung und ohne Koordinierung der Finanzpolitik (mit Ausnahme der Krisenjahre 2009/2010) bezieht. Die relativ starke Übertragungswirkung auf Deutschland, die sich aus der empirischen Schätzung ergibt, könnte teilweise daher rühren, dass fiskalische Impulseperioden in den anderen großen Euro-Ländern seltener zu einer Zinsanhebung führten, da die dortigen Wechselkurse vor der Wirtschafts- und Währungsunion an die Deutsche Mark gekoppelt waren oder diese Länder seit der Einführung der gemeinsamen Geldpolitik ein geringeres wirtschaftliches Gewicht innerhalb des Euroraums haben.

²⁰ Die Simulation beschränkt sich auf fiskalische Schocks. Andere Schocks, die zu einer Forward Guidance geführt hätten (etwa eine Wirtschaftskrise, in deren Folge die private Nachfrage einbricht und sich sowohl private Haushalte als auch Unternehmen mit Kreditbeschränkungen konfrontiert sehen), bleiben hier unberücksichtigt. Auf längere Sicht könnte eine Erhöhung der öffentlichen Investitionen insgesamt einen größeren Beitrag zur Produktionskapazität der Volkswirtschaft leisten als ein Anstieg der staatlichen Konsumausgaben. Eine Erörterung der Qualität der Staatsfinanzen findet sich in: EZB, [Die Zusammensetzung der öffentlichen Finanzen im Euro-Währungsgebiet](#), Wirtschaftsbericht 5/2017, August 2017.

Abbildung 3

Modellsimulationen fiskalischer Ausstrahlungseffekte (ohne Reaktion der Zinssätze)

(x-Achse: Zweijahresdurchschnitt der Veränderung des BIP in dem Herkunftsland/den Herkunftsländern des Fiskalimpulses in %; y-Achse: Zweijahresdurchschnitt der Veränderung des BIP im Empfängerland der Effekte in %)



Quelle: EAGLE-Modell.

Anmerkung: Grafik a zeigt die Ausstrahlungseffekte nach Herkunftsland, d. h. die Auswirkungen einer Erhöhung der staatlichen Konsum- oder Investitionsausgaben in einem Land um 1 % des BIP über zwei Jahre auf die Produktion im Inland (x-Achse) und auf die Produktion in den anderen Ländern (y-Achse). Grafik b zeigt die Ausstrahlungseffekte nach Empfängerland, d. h. die Auswirkungen einer gleichzeitig in allen anderen Ländern vorgenommenen Erhöhung der staatlichen Konsum- oder Investitionsausgaben um 1 % des BIP über zwei Jahre auf die Produktion der Herkunftsländer des Fiskalimpulses (x-Achse) und im Empfängerland der Effekte (y-Achse).

3.2 Sensitivitätsanalyse

Strukturmodelle sind reagibel gegenüber den Annahmen zur künftigen Entwicklung des geldpolitischen Kurses.

Die oben erwähnten Simulationen werden unter der Annahme perfekter Voraussicht und vollkommener Finanzmärkte durchgeführt. Diese Annahmen implizieren, dass Währungsbehörde, Unternehmen und Privathaushalte über künftige Änderungen der geld- wie auch der finanzpolitischen Ausrichtung informiert sind und sich vollständig daran anpassen können. Hierdurch sind Strukturmodelle sehr reagibel gegenüber Ankündigungen zur zukünftigen Zinspolitik. In der theoretischen Literatur wird in diesem Zusammenhang vom sogenannten Forward Guidance Puzzle („Forward-Guidance-Rätsel“) gesprochen.²¹

Ausstrahlungseffekte werden ebenfalls vom Forward Guidance Puzzle beeinflusst.

Die Reagibilität gegenüber dem künftigen Zinsniveau ist nicht nur auf den Inlandseffekt eines Fiskalimpulses anwendbar, sondern auch auf die Ausstrahlungsquote, d. h. den Quotienten aus der durchschnittlichen prozentualen Veränderung des BIP im Empfängerland des Effekts und der prozentualen Veränderung des BIP in dem Land, das den Fiskalimpuls setzt. Die Veranschaulichung eines Fiskalimpulses in Form einer Erhöhung der öffentlichen Investitionsausgaben in Deutschland zeigt, dass die Ausstrahlungsquote

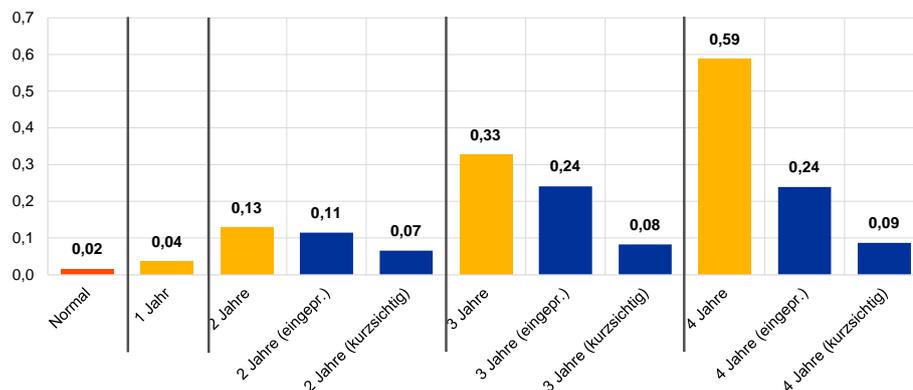
²¹ McKay, Nakamura und Steinsson postulieren, dass eine weit in die Zukunft gerichtete Forward Guidance in geldpolitischen Standardmodellen äußerst wirksam sei. So hätten Zusagen im Hinblick auf das in ferner Zukunft herrschende Zinsniveau außerordentlich große Wirkung auf die aktuelle wirtschaftliche Lage, und dieser Effekt nehme mit dem Zeithorizont der Forward Guidance noch zu. Siehe A. McKay, E. Nakamura und J. Steinsson, *The Power of Forward Guidance Revisited*, in: *American Economic Review*, Bd. 106, Nr. 10, 2016, S. 3133-3158.

überproportional ansteigt, wenn der angekündigte Zinspfad um ein Jahr verlängert wird (siehe Abbildung 4). Der Effekt nimmt deutlich ab, wenn der Zinspfad als Abfolge einjähriger Ankündigungen (Balken „kurzsichtig“) modelliert wird, oder wenn private Haushalte und Unternehmen im Modell den künftigen Einfluss des erwarteten Realzinses auf die laufenden Konsumausgaben und Investitionsentscheidungen bereits einpreisen (Balken „eingep.“).²² Die Sensitivitätsanalyse lässt darauf schließen, dass das Ausmaß der Ausstrahlungswirkung im Rahmen der Annahme unveränderter Zinssätze wie in Abschnitt 3.2 und der Literatur beschrieben als Obergrenze angesehen werden kann.

Abbildung 4
Modellsimulationen fiskalischer Ausstrahlungseffekte (mit unterschiedlichen geldpolitischen Regeln)

Ausstrahlungswirkungen auf andere Euro-Länder bei einem Anstieg der öffentlichen Investitionen in Deutschland

(prozentuale Veränderung des BIP im Empfängerland im Verhältnis zur prozentualen Veränderung des BIP in Deutschland)



Quelle: EAGLE-Modell.

Anmerkung: Die Abbildung zeigt den Vierjahresdurchschnitt der Ausstrahlungsquoten einer Erhöhung der öffentlichen Investitionen in Deutschland um 1 % des BIP über vier Jahre bei unterschiedlichen geldpolitischen Regeln: mit einer Reaktion der Zinssätze (Balken „Normal“) und ohne erwartete Zinsänderung über verschiedene Zeithorizonte hinweg (Beschriftung der Balken nach Anzahl der Jahre, in denen eine Zinsreaktion ausbleibt). Die Erwartung unveränderter Zinssätze wird modelliert als einmalige Ankündigung (gelbe Balken), als Abfolge einjähriger Ankündigungen (Balken „kurzsichtig“) oder als einmalige Ankündigung, nach der die privaten Haushalte und Unternehmen den künftigen Einfluss des Realzinses auf die laufenden Konsumausgaben und Investitionsentscheidungen bereits einpreisen (Balken „eingep.“).

4 Schlussbemerkungen

In diesem Beitrag wurden die wichtigsten Transmissionskanäle beschrieben, über die sich nationale finanzpolitische Maßnahmen auf andere Länder einer Währungsunion übertragen können. Schätzungen auf der Grundlage eines neuen Datensatzes bestätigen die Ergebnisse früherer Studien, denen zufolge von finanzpolitischen Maßnahmen eine positive Ausstrahlungswirkung zwischen den größten Ländern des Euroraums ausgehen kann. Nimmt eines der vier größten Euro-Länder expansive ausgabenseitige Maßnahmen vor, wirkt sich dies im Allgemeinen günstig, aber in geringem Umfang auf die Produktion der anderen

²² Siehe A. McKay, E. Nakamura und J. Steinsson, [The Discounted Euler Equation: A Note](#), in: *Economica*, Bd. 84, Ausgabe 336, 2017, S. 820-831.

Länder aus. Der Übertragungseffekt kann stärker ausfallen, wenn mehrere Länder gleichzeitig solche Maßnahmen ergreifen.

Die Tatsache, dass sich fiskalische Ausstrahlungseffekte in Grenzen halten, spricht für eine zentrale Fiskalkapazität. Die Reaktion der Zinssätze bestimmt die Größenordnung fiskalischer Übertragungswirkungen maßgeblich. Eine Darstellung mittels der Taylor-Regel zeigt, dass die Ausstrahlungseffekte gering sind, wenn die Zinsen auf die von der Finanzpolitik ausgelösten Veränderungen der Teuerung und der Produktion reagieren, die Wirkung aber verstärkt wird, wenn keine Zinsreaktion auf den fiskalischen Schock zu erwarten ist. Dies bestätigt die These, dass Länder in einer Währungsunion in Zeiten einer guten wirtschaftlichen Entwicklung eine antizyklische Finanzpolitik betreiben sollten, um Haushaltsspielräume und solide Staatsfinanzen zu schaffen, die während eines Abschwungs stabilisierend wirken können. Darüber hinaus lässt der Umstand, dass die fiskalischen Übertragungseffekte insgesamt gering ausfallen, auch den Schluss zu, dass eine zentrale Fiskalkapazität als wichtiger Mechanismus zur Verbesserung der Wirksamkeit der einzelstaatlichen Finanzpolitik agieren könnte.

Statistik

Statistik

Inhaltsverzeichnis

1 Außenwirtschaftliches Umfeld	S 2
2 Finanzielle Entwicklungen	S 3
3 Konjunkturentwicklung	S 8
4 Preise und Kosten	S 14
5 Geldmengen- und Kreditentwicklung	S 18
6 Entwicklung der öffentlichen Finanzen	S 23

Zusätzliche Informationen

Die Statistiken der EZB können im Statistical Data Warehouse (SDW) abgerufen werden:	http://sdw.ecb.europa.eu/
Im Abschnitt „Statistik“ des Wirtschaftsberichts ausgewiesene Daten stehen auch im SDW zur Verfügung:	http://sdw.ecb.europa.eu/reports.do?node=1000004813
Ein umfassender Statistikbericht findet sich im SDW:	http://sdw.ecb.europa.eu/reports.do?node=1000004045
Methodische Definitionen sind im Abschnitt „General Notes“ des Statistikberichts enthalten:	http://sdw.ecb.europa.eu/reports.do?node=10000023
Einzelheiten zu den Berechnungen können dem Abschnitt „Technical Notes“ des Statistikberichts entnommen werden:	http://sdw.ecb.europa.eu/reports.do?node=10000022
Begriffserläuterungen und Abkürzungen finden sich im Statistikglossar der EZB:	www.ecb.europa.eu/home/glossary/html/glossa.en.html

Abkürzungen und Zeichen

- Daten werden nicht erhoben/Nachweis nicht sinnvoll
- . Daten noch nicht verfügbar
- ... Zahlenwert Null oder vernachlässigbar
- (p) vorläufige Zahl

Differenzen in den Summen durch Runden der Zahlen.

Nach dem ESVG 2010 umfasst der Begriff „nichtfinanzielle Kapitalgesellschaften“ auch Personengesellschaften.

1 Außenwirtschaftliches Umfeld

1.1 Wichtigste Handelspartner, BIP und VPI

	BIP ¹⁾ (Veränderung gegen Vorperiode in %)						VPI (Veränderung gegen Vorjahr in %)							
	G 20	Vereinigte Staaten	Vereinigtes Königreich	Japan	China	Nachrichtlich: Euroraum	OECD-Länder		Vereinigte Staaten	Vereinigtes Königreich (HVPI)	Japan	China	Nachrichtlich: Euroraum ²⁾ (HVPI)	
							Insgesamt	Ohne Energie und Nahrungsmittel						
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	
2016	3,2	1,6	1,8	0,6	6,7	2,0	1,6	1,8	1,3	0,7	-0,1	2,0	0,2	
2017	3,8	2,2	1,8	1,9	6,9	2,4	2,3	1,8	2,1	2,7	0,5	1,6	1,5	
2018	2,4	2,5	1,0	.	1,7	
2017 Q4	0,9	0,6	0,4	0,4	1,5	0,7	2,3	1,9	2,1	3,0	0,6	1,8	1,4	
2018 Q1	0,9	0,5	0,1	-0,3	1,5	0,4	2,2	1,9	2,2	2,7	1,3	2,2	1,3	
Q2	1,0	1,0	0,4	0,7	1,7	0,4	2,5	2,0	2,7	2,4	0,7	1,8	1,7	
Q3	0,8	0,8	0,6	-0,6	1,6	0,2	2,9	2,2	2,6	2,5	1,1	2,3	2,1	
2018 Juli	-	-	-	-	-	-	2,9	2,1	2,9	2,5	0,9	2,1	2,1	
Aug.	-	-	-	-	-	-	2,9	2,1	2,7	2,7	1,3	2,3	2,0	
Sept.	-	-	-	-	-	-	2,9	2,3	2,3	2,4	1,2	2,5	2,1	
Okt.	-	-	-	-	-	-	3,1	2,3	2,5	2,4	1,4	2,5	2,2	
Nov.	-	-	-	-	-	-	2,7	2,2	2,2	2,3	0,8	2,2	1,9	
Dez.	-	-	-	-	-	-	.	.	1,9	2,1	0,3	1,9	1,6	

Quellen: Eurostat (Spalte 3, 6, 10, 13), BIZ (Spalte 9, 11, 12) und OECD (Spalte 1, 2, 4, 5, 7, 8).

1) Quartalswerte saisonbereinigt; Jahreswerte nicht saisonbereinigt.

2) Angaben für den Euroraum in seiner jeweiligen Zusammensetzung.

1.2 Wichtigste Handelspartner, Einkaufsmanagerindex und Welthandel

	Umfragen zum Einkaufsmanagerindex (Diffusionsindizes; saisonbereinigt)									Wareneinfuhr ¹⁾		
	Zusammengesetzter Einkaufsmanagerindex						Globaler Einkaufsmanagerindex ²⁾			Global	Industrieländer	Schwellenländer
	Global ²⁾	Vereinigte Staaten	Vereinigtes Königreich	Japan	China	Nachrichtlich: Euroraum	Verarbeitendes Gewerbe	Dienstleistungen	Auftrags-eingänge im Exportgeschäft			
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
2016	51,6	52,4	53,4	50,5	51,4	53,3	51,8	52,0	50,2	1,2	1,4	1,1
2017	53,3	54,3	54,7	52,5	51,8	56,4	53,9	53,8	52,8	5,6	3,1	7,3
2018	53,4	55,0	53,3	52,1	52,3	54,6	53,2	53,8	50,9	.	.	.
2018 Q1	53,6	54,6	53,4	52,1	53,0	57,0	53,8	53,5	52,4	1,2	0,6	1,6
Q2	53,9	55,9	54,3	52,3	52,5	54,7	53,2	54,2	50,3	0,0	-0,8	0,5
Q3	53,1	54,8	53,9	51,5	52,1	54,3	52,6	53,2	49,8	1,9	0,8	2,6
Q4	53,2	54,7	51,5	52,3	51,5	52,3	52,0	53,6	49,9	.	.	.
2018 Juli	53,6	55,7	53,5	51,8	52,3	54,3	52,7	53,9	50,0	1,2	-0,4	2,2
Aug.	53,2	54,7	54,2	52,0	52,0	54,5	53,0	53,3	49,9	1,5	0,2	2,3
Sept.	52,5	53,9	54,1	50,7	52,1	54,1	52,3	52,5	49,6	1,9	0,8	2,6
Okt.	53,0	54,9	52,1	52,5	50,5	53,1	51,9	53,4	50,0	1,3	1,4	1,2
Nov.	53,4	54,7	50,8	52,4	51,9	52,7	52,1	53,8	49,9	.	.	.
Dez.	53,2	54,4	51,4	52,0	52,2	51,1	52,0	53,5	49,8	.	.	.

Quellen: Markit (Spalte 1-9), CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis und EZB-Berechnungen (Spalte 10-12).

1) „Global“ und „Industrieländer“ ohne Euroraum. Jahres- und Quartalswerte als Veränderung gegen Vorperiode in %; Monatswerte als Veränderung des Dreimonatsdurchschnitts gegen vorangegangenen Dreimonatsdurchschnitt in %. Alle Daten saisonbereinigt.

2) Ohne Euroraum.

2 Finanzielle Entwicklungen

2.1 Geldmarktsätze

(in % p. a.; Durchschnittswerte der Berichtszeiträume)

	Euroraum ¹⁾					Vereinigte Staaten	Japan
	Tagesgeld (EONIA) 1	Einmonatsgeld (EURIBOR) 2	Dreimonatsgeld (EURIBOR) 3	Sechsmonatsgeld (EURIBOR) 4	Zwölfmonatsgeld (EURIBOR) 5	Dreimonatsgeld (LIBOR) 6	Dreimonatsgeld (LIBOR) 7
2016	-0,32	-0,34	-0,26	-0,17	-0,03	0,74	-0,02
2017	-0,35	-0,37	-0,33	-0,26	-0,15	1,26	-0,02
2018	-0,36	-0,37	-0,32	-0,27	-0,17	2,30	-0,05
2018 Juni	-0,36	-0,37	-0,32	-0,27	-0,18	2,33	-0,04
Juli	-0,36	-0,37	-0,32	-0,27	-0,18	2,34	-0,04
Aug.	-0,36	-0,37	-0,32	-0,27	-0,17	2,32	-0,04
Sept.	-0,36	-0,37	-0,32	-0,27	-0,17	2,35	-0,04
Okt.	-0,37	-0,37	-0,32	-0,26	-0,15	2,46	-0,08
Nov.	-0,36	-0,37	-0,32	-0,26	-0,15	2,65	-0,10
Dez.	-0,36	-0,37	-0,31	-0,24	-0,13	2,79	-0,10

Quelle: EZB.

1) Angaben für den Euroraum in seiner jeweiligen Zusammensetzung (siehe Abschnitt „General Notes“ im Statistikbericht).

2.2 Zinsstrukturkurven

(Stand am Ende des Berichtszeitraums; Sätze in % p. a.; Spreads in Prozentpunkten)

	Kassazinssätze					Spreads			Momentane (implizite) Terminzinssätze			
	Euroraum ^{1), 2)}					Euroraum ^{1), 2)}	Vereinigte Staaten	Vereinigtes Königreich	Euroraum ^{1), 2)}			
	3 Monate 1	1 Jahr 2	2 Jahre 3	5 Jahre 4	10 Jahre 5	10 Jahre - 1 Jahr 6	10 Jahre - 1 Jahr 7	10 Jahre - 1 Jahr 8	1 Jahr 9	2 Jahre 10	5 Jahre 11	10 Jahre 12
2016	-0,93	-0,82	-0,80	-0,47	0,26	1,08	1,63	1,17	-0,78	-0,75	0,35	1,35
2017	-0,78	-0,74	-0,64	-0,17	0,52	1,26	0,67	0,83	-0,66	-0,39	0,66	1,56
2018	-0,80	-0,75	-0,66	-0,26	0,32	1,07	0,13	0,52	-0,67	-0,45	0,44	1,17
2018 Juni	-0,62	-0,71	-0,68	-0,26	0,38	1,09	0,54	0,60	-0,75	-0,52	0,53	1,31
Juli	-0,62	-0,65	-0,59	-0,16	0,46	1,11	0,54	0,60	-0,64	-0,39	0,61	1,36
Aug.	-0,63	-0,67	-0,63	-0,23	0,37	1,04	0,41	0,71	-0,68	-0,46	0,50	1,28
Sept.	-0,62	-0,63	-0,55	-0,09	0,51	1,14	0,49	0,77	-0,59	-0,31	0,68	1,36
Okt.	-0,75	-0,73	-0,63	-0,17	0,43	1,17	0,48	0,67	-0,66	-0,37	0,60	1,31
Nov.	-0,67	-0,70	-0,64	-0,23	0,37	1,06	0,30	0,57	-0,68	-0,45	0,50	1,28
Dez.	-0,80	-0,75	-0,66	-0,26	0,32	1,07	0,13	0,52	-0,67	-0,45	0,44	1,17

Quelle: EZB.

1) Angaben für den Euroraum in seiner jeweiligen Zusammensetzung (siehe Abschnitt „General Notes“ im Statistikbericht).

2) EZB-Berechnungen anhand zugrunde liegender Daten von EuroMTS und Bonitätseinstufungen von Fitch Ratings.

2.3 Börsenindizes

(Indexstand in Punkten; Durchschnittswerte der Berichtszeiträume)

	Dow Jones Euro STOXX												Vereinigte Staaten	Japan
	Benchmark		Hauptbranchen										Standard & Poor's 500	Nikkei 225
	Gesamtindex 1	Euro STOXX 50 2	Grundstoffe 3	Verbrauchernahe Dienstleistungen 4	Konsumgüter 5	Erdöl und Erdgas 6	Finanzsektor 7	Industrie 8	Technologie 9	Versorgungsunternehmen 10	Telekommunikation 11	Gesundheitswesen 12	13	14
2016	321,6	3 003,7	620,7	250,9	600,1	278,9	148,7	496,0	375,8	248,6	326,9	770,9	2 094,7	16 920,5
2017	376,9	3 491,0	757,3	268,6	690,4	307,9	182,3	605,5	468,4	272,7	339,2	876,3	2 449,1	20 209,0
2018	375,5	3 386,6	766,3	264,9	697,3	336,0	173,1	629,5	502,5	278,8	292,9	800,5	2 746,2	22 310,7
2018 Juni	383,4	3 442,8	797,5	273,1	719,5	346,7	169,0	647,2	543,6	279,9	290,9	828,1	2 754,4	22 562,9
Juli	383,8	3 460,9	793,5	273,8	711,4	353,1	169,4	647,6	536,6	287,9	291,0	838,8	2 793,6	22 309,1
Aug.	382,5	3 436,8	785,2	273,0	711,6	357,5	167,9	653,3	529,4	282,1	288,7	834,2	2 857,8	22 494,1
Sept.	376,4	3 365,2	779,9	265,1	692,5	356,4	168,0	649,7	511,7	278,1	274,6	807,2	2 901,5	23 159,3
Okt.	359,0	3 244,5	733,7	253,2	657,3	349,6	160,1	607,6	483,0	269,0	277,7	783,7	2 785,5	22 690,8
Nov.	351,3	3 186,4	692,3	258,1	649,3	328,6	157,2	589,4	459,6	277,1	293,9	757,5	2 723,2	21 967,9
Dez.	335,2	3 057,8	646,7	247,8	624,8	311,8	146,9	556,0	441,5	283,5	296,3	719,4	2 567,3	21 032,4

Quelle: EZB.

2 Finanzielle Entwicklungen

2.4 Zinssätze der MFIs für Kredite an und Einlagen von privaten Haushalten (Neugeschäft)^{1), 2)} (in % p. a.; soweit nicht anders angegeben, Durchschnittswerte der Berichtszeiträume)

	Einlagen				Revol- vierende Kredite und Über- ziehungs- kredite	Echte Kredit- karten- kredite	Konsumentenkredite			Kredite an Einzelunter- nehmen und Personen- gesell- schaften ohne Rechts- persön- lichkeit	Wohnungsbaukredite				Gewich- teter Indikator der Kredit- finanzierungs- kosten	
	Täglich fällig	Mit verein- barter Kündi- gungsfrist von bis zu 3 Monaten	Mit vereinbarter Laufzeit				Mit anfänglicher Zinsbindung	Effektiver Jahres- zinssatz ³⁾	Mit anfänglicher Zinsbindung				Effek- tiver Jahres- zinssatz ³⁾			
			Bis zu 2 Jah- ren	Mehr als 2 Jahre					Variabel verzins- lich oder bis zu 1 Jahr		Mehr als 1 Jahr	Variabel verzins- lich oder bis zu 1 Jahr		Mehr als 1 Jahr bis zu 5 Jah- ren		Mehr als 5 Jahre bis zu 10 Jahren
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	
2017 Dez.	0,04	0,44	0,34	0,73	6,09	16,86	4,47	5,39	5,80	2,31	1,68	1,86	1,92	1,87	2,15	1,83
2018 Jan.	0,04	0,44	0,36	0,69	6,16	16,92	5,02	5,83	6,28	2,30	1,67	1,87	1,91	1,90	2,14	1,84
Febr.	0,04	0,44	0,34	0,69	6,19	16,88	4,72	5,70	6,19	2,37	1,64	1,88	1,93	1,91	2,14	1,84
März	0,04	0,45	0,35	0,67	6,14	16,89	4,71	5,57	6,05	2,34	1,63	1,84	1,95	1,91	2,14	1,84
April	0,04	0,45	0,34	0,61	6,12	16,87	4,95	5,67	6,15	2,36	1,62	1,85	1,96	1,90	2,13	1,83
Mai	0,04	0,46	0,34	0,57	6,10	16,89	4,83	5,88	6,39	2,39	1,58	1,85	1,97	1,90	2,13	1,83
Juni	0,03	0,46	0,33	0,63	6,04	16,84	4,47	5,64	6,10	2,31	1,60	1,81	1,97	1,88	2,12	1,82
Juli	0,03	0,45	0,33	0,63	6,01	16,80	4,85	5,75	6,22	2,40	1,63	1,83	1,93	1,85	2,12	1,81
Aug.	0,03	0,45	0,30	0,63	6,02	16,78	5,44	5,88	6,41	2,39	1,63	1,83	1,92	1,85	2,12	1,81
Sept.	0,03	0,45	0,30	0,69	6,05	16,71	5,30	5,74	6,27	2,37	1,60	1,82	1,91	1,85	2,09	1,79
Okt.	0,03	0,45	0,29	0,73	5,98	16,73	5,06	5,72	6,23	2,45	1,60	1,80	1,91	1,86	2,09	1,80
Nov. ^(b)	0,03	0,44	0,29	0,74	5,93	16,54	4,93	5,68	6,18	2,38	1,60	1,85	1,94	1,88	2,11	1,81

Quelle: EZB.

1) Angaben für den Euroraum in seiner jeweiligen Zusammensetzung.

2) Einschließlich privater Organisationen ohne Erwerbszweck.

3) Beinhaltet die gesamten Kreditkosten. Diese umfassen sowohl die Zinskomponente als auch andere kreditbezogene Kosten wie z. B. für Anfragen, Verwaltung, Erstellung der Dokumente und Garantien.

2.5 Zinssätze der MFIs für Kredite an und Einlagen von nichtfinanziellen Kapitalgesellschaften (Neugeschäft)^{1), 2)} (in % p. a.; soweit nicht anders angegeben, Durchschnittswerte der Berichtszeiträume)

	Einlagen			Revol- vierende Kredite und Über- ziehungs- kredite	Sonstige Kredite (nach Volumen und anfänglicher Zinsbindung)									Gewichteter Indikator der Kredit- finanzierungs- kosten
	Täglich fällig	Mit vereinbarter Laufzeit			Bis zu 250 000 €			Mehr als 250 000 € bis zu 1 Mio €			Mehr als 1 Mio €			
		Bis zu 2 Jahren	Mehr als 2 Jahre		Variabel verzinslich oder bis zu 3 Monaten	Mehr als 3 Monate bis zu 1 Jahr	Mehr als 1 Jahr	Variabel verzinslich oder bis zu 3 Monaten	Mehr als 3 Monate bis zu 1 Jahr	Mehr als 1 Jahr	Variabel verzinslich oder bis zu 3 Monaten	Mehr als 3 Monate bis zu 1 Jahr	Mehr als 1 Jahr	
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	
2017 Dez.	0,04	0,06	0,32	2,35	2,40	2,46	2,31	1,70	1,67	1,71	1,34	1,28	1,53	1,71
2018 Jan.	0,04	0,05	0,39	2,35	2,39	2,52	2,33	1,65	1,61	1,72	1,12	1,37	1,60	1,67
Febr.	0,04	0,09	0,43	2,36	2,37	2,48	2,33	1,66	1,62	1,74	1,18	1,34	1,64	1,70
März	0,04	0,08	0,40	2,33	2,39	2,53	2,34	1,67	1,61	1,70	1,26	1,39	1,66	1,73
April	0,04	0,06	0,31	2,32	2,36	2,42	2,33	1,67	1,61	1,74	1,23	1,29	1,65	1,70
Mai	0,03	0,08	0,43	2,28	2,31	2,47	2,37	1,65	1,61	1,74	1,08	1,22	1,65	1,62
Juni	0,04	0,07	0,74	2,29	2,27	2,44	2,31	1,64	1,56	1,70	1,21	1,33	1,70	1,68
Juli	0,03	0,08	0,38	2,27	2,16	2,41	2,28	1,67	1,59	1,68	1,14	1,30	1,66	1,63
Aug.	0,03	0,08	0,60	2,25	2,21	2,42	2,35	1,66	1,63	1,74	1,10	1,27	1,69	1,64
Sept.	0,03	0,09	0,44	2,22	2,21	2,34	2,32	1,65	1,54	1,69	1,12	1,40	1,69	1,65
Okt.	0,03	0,08	0,52	2,21	2,14	2,42	2,33	1,65	1,60	1,70	1,23	1,10	1,66	1,64
Nov. ^(b)	0,03	0,07	0,63	2,18	2,20	2,40	2,34	1,67	1,61	1,69	1,20	1,36	1,68	1,66

Quelle: EZB.

1) Angaben für den Euroraum in seiner jeweiligen Zusammensetzung.

2) Im Einklang mit dem ESVG 2010 werden Holdinggesellschaften nichtfinanzieller Unternehmensgruppen seit Dezember 2014 nicht mehr dem Sektor der nichtfinanziellen Kapitalgesellschaften, sondern dem Sektor der finanziellen Kapitalgesellschaften zugerechnet.

2 Finanzielle Entwicklungen

2.6 Von Ansässigen im Euroraum begebene Schuldverschreibungen nach Emittentengruppen und Ursprungslaufzeiten

(in Mrd €; während des Monats getätigte Transaktionen und Umlauf am Ende des Berichtszeitraums; Nominalwerte)

	Umlauf							Bruttoabsatz ¹⁾						
	Insgesamt	MFIs (einschließlich Eurosystem)	Kapitalgesellschaften ohne MFIs		Öffentliche Haushalte		Insgesamt	MFIs (einschließlich Eurosystem)	Kapitalgesellschaften ohne MFIs		Öffentliche Haushalte			
			Finanzielle Kapitalgesellschaften (ohne MFIs)	Nichtfinanzielle Kapitalgesellschaften	Zentralstaaten	Sonstige öffentliche Haushalte			Finanzielle Kapitalgesellschaften (ohne MFIs)	Nichtfinanzielle Kapitalgesellschaften	Zentralstaaten	Sonstige öffentliche Haushalte		
													FMKGs	FMKGs
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	
Kurzfristig														
2015	1 269	517	147	.	62	478	65	347	161	37	.	33	82	34
2016	1 241	518	136	.	59	466	62	349	161	45	.	31	79	33
2017	1 241	519	156	.	70	438	57	368	167	55	.	37	79	31
2018 Juni	1 307	523	177	.	90	458	59	388	157	71	.	43	82	36
Juli	1 313	526	178	.	96	453	60	436	191	77	.	48	79	42
Aug.	1 311	525	178	.	95	447	65	408	201	61	.	31	82	33
Sept.	1 295	531	179	.	89	444	52	378	164	73	.	42	72	28
Okt.	1 280	525	171	.	92	439	54	411	183	66	.	46	77	38
Nov.	1 271	517	167	.	89	445	52	353	154	58	.	36	74	31
Langfristig														
2015	15 250	3 786	3 244	.	1 102	6 481	637	215	68	45	.	14	80	9
2016	15 393	3 695	3 217	.	1 155	6 684	641	220	62	53	.	18	78	8
2017	15 362	3 560	3 081	.	1 213	6 865	642	247	66	74	.	17	83	7
2018 Juni	15 540	3 572	3 137	.	1 220	6 990	620	229	64	71	.	14	72	7
Juli	15 555	3 570	3 133	.	1 228	7 003	621	220	54	55	.	16	87	8
Aug.	15 563	3 578	3 142	.	1 211	7 010	622	131	50	38	.	2	38	3
Sept.	15 682	3 616	3 155	.	1 234	7 054	623	254	79	57	.	31	82	4
Okt.	15 721	3 672	3 161	.	1 234	7 026	628	215	60	62	.	14	69	10
Nov.	15 797	3 693	3 191	.	1 230	7 054	628	258	104	69	.	8	72	7

Quelle: EZB.

1) Zu Vergleichszwecken beziehen sich die Jahreswerte auf den monatlichen Durchschnitt im Jahresverlauf.

2.7 Wachstumsraten und Umlauf von Schuldverschreibungen und börsennotierten Aktien

(in Mrd €; Veränderung in %)

	Schuldverschreibungen							Börsennotierte Aktien			
	Insgesamt	MFIs (einschließlich Eurosystem)	Kapitalgesellschaften ohne MFIs		Öffentliche Haushalte		Insgesamt	MFIs	Finanzielle Kapitalgesellschaften (ohne MFIs)	Nichtfinanzielle Kapitalgesellschaften	
			Finanzielle Kapitalgesellschaften (ohne MFIs)	Nichtfinanzielle Kapitalgesellschaften	Zentralstaaten	Sonstige öffentliche Haushalte					
											FMKGs
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	
Umlauf											
2015	16 518,7	4 303,2	3 390,4	.	1 163,8	6 958,9	702,4	6 814,4	584,3	968,3	5 261,9
2016	16 633,8	4 213,3	3 352,9	.	1 214,2	7 149,9	703,5	7 089,5	537,6	1 080,2	5 471,6
2017	16 602,9	4 079,8	3 236,5	.	1 283,1	7 303,6	699,8	7 954,8	612,5	1 249,5	6 092,8
2018 Juni	16 846,9	4 095,3	3 313,9	.	1 310,1	7 447,8	679,8	7 959,8	543,5	1 267,0	6 149,3
Juli	16 867,9	4 096,0	3 310,9	.	1 324,2	7 455,8	681,0	8 168,6	576,1	1 293,7	6 298,8
Aug.	16 874,5	4 102,6	3 320,1	.	1 306,6	7 457,7	687,5	8 020,0	521,1	1 282,6	6 216,3
Sept.	16 976,4	4 146,9	3 333,7	.	1 323,3	7 497,7	674,8	7 955,8	543,5	1 294,0	6 118,4
Okt.	17 000,3	4 196,6	3 331,5	.	1 325,3	7 464,9	682,0	7 546,7	515,4	1 202,0	5 829,4
Nov.	17 068,1	4 210,3	3 358,7	.	1 318,9	7 499,3	680,8	7 475,1	512,1	1 179,3	5 783,7
Wachstumsraten											
2015	0,2	-7,0	5,5	.	4,9	1,8	0,6	1,1	4,2	1,8	0,6
2016	0,4	-3,0	-1,1	.	6,5	2,2	-0,1	0,5	1,2	0,9	0,4
2017	1,3	-0,5	-0,1	.	6,1	2,2	0,5	1,1	6,1	2,8	0,3
2018 Juni	1,2	-0,6	1,9	.	5,2	1,8	-4,0	1,3	1,6	5,0	0,5
Juli	1,2	-0,8	0,8	.	4,4	2,4	-2,5	1,2	0,4	4,8	0,6
Aug.	1,4	-0,2	1,4	.	3,8	2,2	-2,6	1,2	0,5	4,7	0,5
Sept.	1,8	0,9	1,4	.	5,0	2,4	-3,7	1,1	0,5	3,9	0,5
Okt.	1,9	0,9	2,1	.	4,7	2,4	-3,1	1,0	0,5	3,1	0,6
Nov.	2,0	1,2	2,6	.	3,5	2,4	-3,6	0,9	0,4	2,9	0,5

Quelle: EZB.

2 Finanzielle Entwicklungen

2.8 Effektive Wechselkurse¹⁾

(Durchschnittswerte der Berichtszeiträume; Index: 1999 Q1 = 100)

	EWK-19						EWK-38	
	Nominal 1	Real VPI 2	Real EPI 3	Real BIP-Deflator 4	Real LSK/VG ²⁾ 5	Real LSK/GW 6	Nominal 7	Real VPI 8
2016	94,4	89,5	90,9	85,1	79,4	89,1	109,7	88,9
2017	96,6	91,4	92,0	86,0	78,8	89,9	112,0	90,0
2018	98,9	93,5	93,6	.	.	.	117,9	93,8
2018 Q1	99,6	94,0	94,4	88,2	80,1	91,8	117,0	93,4
Q2	98,4	93,1	93,2	87,3	78,8	90,6	117,0	93,4
Q3	99,2	93,7	93,5	87,8	79,5	91,4	119,2	94,8
Q4	98,5	93,0	93,3	.	.	.	118,4	93,8
2018 Juli	99,2	93,8	93,5	-	-	-	118,2	94,2
Aug.	99,0	93,4	93,4	-	-	-	119,0	94,6
Sept.	99,5	94,0	93,7	-	-	-	120,4	95,6
Okt.	98,9	93,4	93,2	-	-	-	119,0	94,4
Nov.	98,3	92,8	93,2	-	-	-	117,9	93,5
Dez.	98,4	92,8	93,5	-	-	-	118,0	93,5
	<i>Veränderung gegen Vormonat in %</i>							
2018 Dez.	0,0	0,0	0,3	-	-	-	0,1	0,0
	<i>Veränderung gegen Vorjahr in %</i>							
2018 Dez.	-0,5	-0,5	-0,2	-	-	-	2,4	1,4

Quelle: EZB.

1) Zur Abgrenzung der Handelspartnergruppen und zu weiteren Informationen siehe Abschnitt „General Notes“ im Statistikbericht.

2) Mit den Lohnstückkosten im verarbeitenden Gewerbe deflationierte Zeitreihen sind nur für die EWK-18-Gruppe von Handelspartnern verfügbar.

2.9 Bilaterale Wechselkurse

(Durchschnittswerte der Berichtszeiträume; Einheiten der nationalen Währungen je Euro)

	Chinesischer Renminbi ¥uan 1	Kroatische Kuna 2	Tschechi- sche Krone 3	Dänische Krone 4	Ungarischer Forint 5	Japani- scher Yen 6	Polnischer Zloty 7	Pfund Sterling 8	Rumäni- scher Leu 9	Schwedische Krone 10	Schweizer Franken 11	US-Dollar 12
2016	7,352	7,533	27,034	7,445	311,438	120,197	4,363	0,819	4,4904	9,469	1,090	1,107
2017	7,629	7,464	26,326	7,439	309,193	126,711	4,257	0,877	4,5688	9,635	1,112	1,130
2018	7,808	7,418	25,647	7,453	318,890	130,396	4,261	0,885	4,6540	10,258	1,155	1,181
2018 Q1	7,815	7,438	25,402	7,447	311,027	133,166	4,179	0,883	4,6553	9,971	1,165	1,229
Q2	7,602	7,398	25,599	7,448	317,199	130,045	4,262	0,876	4,6532	10,330	1,174	1,191
Q3	7,915	7,417	25,718	7,455	324,107	129,606	4,303	0,892	4,6471	10,405	1,144	1,163
Q4	7,895	7,420	25,864	7,462	322,995	128,816	4,299	0,887	4,6605	10,320	1,137	1,141
2018 Juli	7,850	7,397	25,850	7,452	324,597	130,232	4,324	0,887	4,6504	10,308	1,162	1,169
Aug.	7,909	7,426	25,681	7,456	323,021	128,200	4,286	0,897	4,6439	10,467	1,141	1,155
Sept.	7,993	7,429	25,614	7,458	324,818	130,535	4,301	0,893	4,6471	10,443	1,129	1,166
Okt.	7,948	7,425	25,819	7,460	323,843	129,617	4,305	0,883	4,6658	10,384	1,141	1,148
Nov.	7,888	7,428	25,935	7,461	322,330	128,789	4,302	0,881	4,6610	10,292	1,138	1,137
Dez.	7,840	7,404	25,835	7,465	322,738	127,878	4,290	0,898	4,6536	10,277	1,129	1,138
	<i>Veränderung gegen Vormonat in %</i>											
2018 Dez.	-0,6	-0,3	-0,4	0,1	0,1	-0,7	-0,3	1,9	-0,2	-0,1	-0,7	0,2
	<i>Veränderung gegen Vorjahr in %</i>											
2018 Dez.	0,4	-1,8	0,7	0,3	3,1	-4,3	2,1	1,7	0,4	3,4	-3,4	-3,8

Quelle: EZB.

2 Finanzielle Entwicklungen

2.10 Zahlungsbilanz des Euroraums – Kapitalbilanz

(soweit nicht anders angegeben, in Mrd €; Bestände am Ende des Berichtszeitraums; Transaktionen während des Berichtszeitraums)

	Insgesamt ¹⁾			Direktinvestitionen		Wertpapieranlagen		Finanz- derivate (netto)	Übriger Kapitalverkehr		Währungs- reserven	Nachrichtlich: Bruttoauslands- verschuldung
	Aktiva	Passiva	Saldo	Aktiva	Passiva	Aktiva	Passiva		Aktiva	Passiva		
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Bestände (Auslandsvermögensstatus)												
2017 Q4	24 840,3	25 526,8	-686,5	10 675,3	8 735,2	8 550,4	10 967,5	-55,7	5 000,6	5 824,1	669,7	13 890,4
2018 Q1	24 898,2	25 761,3	-863,1	10 643,9	8 825,8	8 532,1	10 933,7	-75,8	5 124,8	6 001,8	673,2	14 134,5
Q2	25 526,6	26 196,4	-669,8	10 828,6	8 922,0	8 743,6	11 010,0	-83,1	5 347,4	6 264,4	690,0	14 369,5
Q3	25 832,2	26 425,6	-593,5	10 939,9	9 011,5	8 883,2	11 099,3	-61,4	5 396,5	6 314,8	673,9	14 450,1
Bestände in % des BIP												
2018 Q3	224,8	230,0	-5,2	95,2	78,4	77,3	96,6	-0,5	47,0	55,0	5,9	125,8
Transaktionen												
2017 Q4	91,9	-38,1	130,0	37,6	29,4	89,3	33,7	4,5	-41,3	-101,2	1,9	-
2018 Q1	440,6	319,3	121,3	62,7	-77,8	192,3	196,5	3,1	171,1	200,7	11,4	-
Q2	167,7	105,1	62,6	-2,2	-29,7	-1,9	-41,4	38,0	127,3	176,2	6,6	-
Q3	174,1	81,3	92,8	49,1	28,9	41,0	6,3	33,3	49,5	46,1	1,2	-
2018 Juni	-77,1	-117,6	40,5	-9,1	-9,5	-4,9	32,9	11,3	-82,2	-141,0	7,9	-
Juli	143,0	140,1	2,9	43,1	36,9	20,9	13,4	12,8	70,6	89,8	-4,4	-
Aug.	31,6	1,5	30,1	-2,4	8,8	29,0	-42,3	14,1	-12,4	35,1	3,3	-
Sept.	-0,5	-60,4	59,9	8,4	-16,8	-8,8	35,2	6,4	-8,7	-78,7	2,2	-
Okt.	95,7	75,3	20,4	71,0	-2,7	-31,1	-16,3	1,7	54,8	94,3	-0,7	-
Nov.	-87,7	-110,8	23,1	-102,3	-75,2	-45,3	-35,7	13,6	43,0	0,1	3,2	-
Über 12 Monate kumulierte Transaktionen												
2018 Nov.	627,3	210,9	416,3	81,2	-201,7	159,5	137,4	94,4	272,2	275,2	20,0	-
Über 12 Monate kumulierte Transaktionen in % des BIP												
2018 Nov.	5,5	1,8	3,6	0,7	-1,8	1,4	1,2	0,8	2,4	2,4	0,2	-

Quelle: EZB.

1) Finanzderivate (netto) sind in den Aktiva insgesamt enthalten.

3 Konjunktorentwicklung

3.1 Verwendung des Bruttoinlandsprodukts

(Quartalswerte saisonbereinigt; Jahreswerte nicht saisonbereinigt)

	Bruttoinlandsprodukt (BIP)											
	Ins- gesamt	Inländische Verwendung								Außenbeitrag ¹⁾		
		Zusam- men	Private Konsum- ausgaben	Konsum- ausgaben des Staates	Bruttoanlageinvestitionen			Vorrats- verände- rungen ²⁾	Zusam- men	Exporte ¹⁾	Importe ¹⁾	
					Bau- investi- tionen	Ausrüs- tungs- investi- tionen	Geistiges Eigentum					
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
<i>In jeweiligen Preisen (in Mrd €)</i>												
2015	10 534,3	10 060,1	5 743,1	2 172,5	2 110,8	1 014,6	640,4	449,7	33,6	474,3	4 866,6	4 392,3
2016	10 827,7	10 349,6	5 877,4	2 223,3	2 210,8	1 053,2	679,3	472,3	38,2	478,0	4 942,9	4 464,9
2017	11 206,0	10 682,9	6 058,2	2 279,5	2 302,8	1 121,6	716,3	459,2	42,4	523,0	5 295,5	4 772,5
2017 Q4	2 844,1	2 702,4	1 530,7	576,0	588,2	287,1	185,4	114,3	7,5	141,7	1 361,5	1 219,8
2018 Q1	2 865,2	2 725,4	1 543,7	578,3	592,1	291,3	184,1	115,3	11,3	139,8	1 357,4	1 217,7
Q2	2 889,4	2 757,3	1 553,4	585,7	604,4	297,9	188,8	116,4	13,8	132,1	1 379,2	1 247,1
Q3	2 904,4	2 788,1	1 562,3	587,7	615,0	302,0	192,9	118,8	23,1	116,2	1 392,3	1 276,0
<i>In % des BIP</i>												
2017	100,0	95,3	54,1	20,3	20,5	10,0	6,4	4,1	0,4	4,7	-	-
<i>Verkettete Volumen (Vorjahrspreise)</i>												
<i>Veränderung gegen Vorquartal in %</i>												
2017 Q4	0,7	0,4	0,2	0,2	1,3	0,1	2,7	1,9	-	-	2,2	1,8
2018 Q1	0,4	0,5	0,5	0,0	0,1	0,6	-0,8	0,4	-	-	-0,7	-0,6
Q2	0,4	0,5	0,2	0,4	1,6	1,3	2,4	0,7	-	-	1,2	1,3
Q3	0,2	0,6	0,1	0,3	0,7	0,2	1,3	1,1	-	-	0,1	1,0
<i>Veränderung gegen Vorjahr in %</i>												
2015	2,1	2,4	1,8	1,3	4,9	0,4	5,6	15,6	-	-	6,6	7,7
2016	2,0	2,4	2,0	1,8	4,0	2,7	5,8	4,3	-	-	3,0	4,2
2017	2,4	1,7	1,6	1,2	2,6	3,9	5,0	-3,6	-	-	5,2	3,9
2017 Q4	2,7	1,4	1,6	1,2	2,5	3,9	6,9	-6,6	-	-	6,4	3,7
2018 Q1	2,4	1,8	1,7	1,0	3,4	3,4	5,4	0,6	-	-	3,8	2,7
Q2	2,2	1,5	1,4	1,1	2,9	4,0	6,1	-4,3	-	-	4,0	2,7
Q3	1,6	1,9	1,0	0,9	3,7	2,2	5,8	4,2	-	-	2,8	3,6
<i>Beitrag zur prozentualen Veränderung des BIP gegen Vorquartal in Prozentpunkten</i>												
2017 Q4	0,7	0,4	0,1	0,0	0,3	0,0	0,2	0,1	-0,1	0,3	-	-
2018 Q1	0,4	0,5	0,3	0,0	0,0	0,1	-0,1	0,0	0,2	-0,1	-	-
Q2	0,4	0,4	0,1	0,1	0,3	0,1	0,2	0,0	-0,1	0,0	-	-
Q3	0,2	0,5	0,1	0,1	0,1	0,0	0,1	0,0	0,3	-0,4	-	-
<i>Beitrag zur prozentualen Veränderung des BIP gegen Vorjahr in Prozentpunkten</i>												
2015	2,1	2,3	1,0	0,3	1,0	0,0	0,3	0,6	0,0	-0,2	-	-
2016	2,0	2,3	1,1	0,4	0,8	0,3	0,4	0,2	0,1	-0,4	-	-
2017	2,4	1,6	0,9	0,2	0,5	0,4	0,3	-0,2	0,0	0,8	-	-
2017 Q4	2,7	1,3	0,8	0,2	0,5	0,4	0,4	-0,3	-0,3	1,4	-	-
2018 Q1	2,4	1,8	0,9	0,2	0,7	0,3	0,3	0,0	-0,1	0,6	-	-
Q2	2,2	1,5	0,7	0,2	0,6	0,4	0,4	-0,2	-0,1	0,7	-	-
Q3	1,6	1,8	0,6	0,2	0,8	0,2	0,4	0,2	0,3	-0,2	-	-

Quellen: Eurostat und EZB-Berechnungen.

1) Exporte und Importe umfassen Waren und Dienstleistungen einschließlich des grenzüberschreitenden Handels innerhalb des Euroraums.

2) Einschließlich Nettozugang an Wertsachen.

3 Konjunktorentwicklung

3.2 Wertschöpfung nach Wirtschaftszweigen

(Quartalswerte saisonbereinigt; Jahreswerte nicht saisonbereinigt)

	Bruttowertschöpfung (Herstellungspreise)											Gütersteuern abzüglich Gütersubventionen
	Insgesamt	Land- und Forstwirtschaft, Fischerei	Verarbeitendes Gewerbe/Herstellung von Waren, Energieversorgung und Versorgungswirtschaft	Baugewerbe	Handel, Verkehr, Gastgewerbe/Beherbergung und Gastronomie	Information und Kommunikation	Finanz- und Versicherungsdienstleistungen	Grundstücks- und Wohnungswesen	Freiberufliche und sonstige wirtschaftliche Dienstleistungen	Öffentliche Verwaltung, Erziehung und Unterricht, Gesundheits- und Sozialwesen	Kunst, Unterhaltung und sonstige Dienstleistungen	
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
<i>In jeweiligen Preisen (in Mrd €)</i>												
2015	9 461,6	159,5	1 901,2	468,0	1 784,9	433,4	470,2	1 078,0	1 031,0	1 805,1	330,3	1 072,6
2016	9 715,8	158,6	1 962,6	486,8	1 836,0	452,7	464,1	1 098,7	1 069,2	1 849,8	337,4	1 111,7
2017	10 048,5	171,3	2 032,8	512,8	1 916,8	469,4	455,8	1 129,7	1 118,5	1 897,1	344,4	1 157,3
2017 Q4	2 551,4	43,7	519,9	131,5	486,4	119,1	114,0	285,3	284,9	479,7	86,9	292,8
2018 Q1	2 568,6	43,1	518,5	134,3	490,0	120,9	114,3	287,5	289,3	483,2	87,7	296,5
Q2	2 589,8	42,9	520,7	137,1	494,1	122,7	114,2	289,5	292,5	488,4	87,8	299,8
Q3	2 603,3	43,4	521,9	139,6	495,8	123,8	115,0	291,2	294,2	490,0	88,2	301,9
<i>In % der Wertschöpfung</i>												
2017	100,0	1,7	20,2	5,1	19,1	4,7	4,5	11,2	11,1	18,9	3,4	-
<i>Verkettete Volumen (Vorjahrspreise)</i>												
<i>Veränderung gegen Vorquartal in %</i>												
2017 Q4	0,7	0,8	1,3	1,2	0,7	0,3	0,3	0,2	0,8	0,3	0,2	0,6
2018 Q1	0,4	0,7	-0,7	0,8	0,8	1,7	-0,4	0,6	1,1	0,3	0,1	0,3
Q2	0,4	-0,5	0,3	1,2	0,5	1,3	0,6	0,1	0,7	0,2	0,0	0,6
Q3	0,2	-0,6	0,0	0,6	0,1	0,8	0,4	0,3	0,0	0,2	0,2	0,1
<i>Veränderung gegen Vorjahr in %</i>												
2015	1,9	-0,2	3,6	0,8	2,2	3,6	0,0	0,7	3,0	0,8	1,2	3,5
2016	1,9	-1,4	3,4	1,5	1,7	3,9	0,6	0,3	2,5	1,3	1,0	2,7
2017	2,4	0,7	3,1	3,2	3,1	4,3	-0,6	1,1	4,0	1,1	0,9	2,4
2017 Q4	2,8	2,5	3,9	4,3	3,4	3,7	0,0	1,3	4,4	1,2	1,0	2,1
2018 Q1	2,5	1,8	3,1	3,8	2,9	4,8	0,0	1,5	3,5	1,4	1,2	1,6
Q2	2,2	1,3	2,4	3,8	2,6	5,1	0,5	1,2	3,3	1,2	0,7	1,8
Q3	1,6	0,4	0,9	3,8	2,1	4,3	1,0	1,2	2,6	1,0	0,5	1,5
<i>Beitrag zur prozentualen Veränderung der Wertschöpfung gegen Vorquartal in Prozentpunkten</i>												
2017 Q4	0,7	0,0	0,3	0,1	0,1	0,0	0,0	0,0	0,1	0,1	0,0	-
2018 Q1	0,4	0,0	-0,1	0,0	0,2	0,1	0,0	0,1	0,1	0,1	0,0	-
Q2	0,4	0,0	0,1	0,1	0,1	0,1	0,0	0,0	0,1	0,0	0,0	-
Q3	0,2	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	-
<i>Beitrag zur prozentualen Veränderung der Wertschöpfung gegen Vorjahr in Prozentpunkten</i>												
2015	1,9	0,0	0,7	0,0	0,4	0,2	0,0	0,1	0,3	0,2	0,0	-
2016	1,9	0,0	0,7	0,1	0,3	0,2	0,0	0,0	0,3	0,2	0,0	-
2017	2,4	0,0	0,6	0,2	0,6	0,2	0,0	0,1	0,4	0,2	0,0	-
2017 Q4	2,8	0,0	0,8	0,2	0,6	0,2	0,0	0,2	0,5	0,2	0,0	-
2018 Q1	2,5	0,0	0,6	0,2	0,5	0,2	0,0	0,2	0,4	0,3	0,0	-
Q2	2,2	0,0	0,5	0,2	0,5	0,2	0,0	0,1	0,4	0,2	0,0	-
Q3	1,6	0,0	0,2	0,2	0,4	0,2	0,0	0,1	0,3	0,2	0,0	-

Quellen: Eurostat und EZB-Berechnungen.

3 Konjunktorentwicklung

3.3 Beschäftigung¹⁾

(Quartalswerte saisonbereinigt; Jahreswerte nicht saisonbereinigt)

	Insgesamt	Nach Art der Erwerbstätigkeit		Nach Wirtschaftszweigen									
		Arbeitnehmer	Selbstständige	Land- und Forstwirtschaft, Fischerei	Verarbeitendes Gewerbe/ Herstellung von Waren, Energieversorgung und Versorgungswirtschaft	Baugewerbe	Handel, Verkehr, Gastgewerbe/ Beherbergung und Gastronomie	Information und Kommunikation	Finanz- und Versicherungsdienstleistungen	Grundstücks- und Wohnungswesen	Freiberufliche und sonstige wirtschaftliche Dienstleistungen	Öffentliche Verwaltung, Erziehung und Unterricht, Gesundheits- und Sozialwesen	Kunst, Unterhaltung und sonstige Dienstleistungen
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
Zahl der Erwerbstätigen													
<i>Gewichte in %</i>													
2015	100,0	85,2	14,8	3,3	14,9	6,0	24,9	2,7	2,6	1,0	13,3	24,3	7,0
2016	100,0	85,5	14,5	3,2	14,8	6,0	24,9	2,8	2,6	1,0	13,5	24,2	7,0
2017	100,0	85,8	14,2	3,2	14,7	6,0	24,9	2,8	2,5	1,0	13,7	24,2	7,0
<i>Veränderung gegen Vorjahr in %</i>													
2015	1,0	1,3	-0,3	-1,1	0,1	0,1	1,4	1,5	-0,4	1,1	2,8	1,1	0,6
2016	1,4	1,7	-0,3	-0,4	0,8	0,4	1,7	3,0	-0,2	1,9	2,7	1,4	0,7
2017	1,6	2,0	-0,5	-0,6	1,2	1,8	1,7	3,1	-1,2	1,5	3,1	1,3	1,4
2017 Q4	1,6	2,0	-0,7	-1,2	1,4	2,5	1,5	3,0	-1,5	1,6	3,4	1,3	1,1
2018 Q1	1,5	1,9	-0,8	-0,8	1,6	2,1	1,5	2,6	-0,9	1,5	3,1	1,2	0,5
Q2	1,5	1,8	-0,4	-0,4	1,6	2,6	1,3	2,6	-0,8	1,5	3,0	1,2	0,8
Q3	1,3	1,6	-0,3	0,3	1,2	2,5	1,3	3,4	-1,2	0,9	2,5	1,1	-0,8
Geleistete Arbeitsstunden													
<i>Gewichte in %</i>													
2015	100,0	80,3	19,7	4,4	15,4	6,7	25,7	2,9	2,7	1,0	13,0	21,9	6,2
2016	100,0	80,6	19,4	4,3	15,3	6,7	25,8	3,0	2,6	1,0	13,2	21,9	6,2
2017	100,0	81,0	19,0	4,2	15,3	6,7	25,8	3,0	2,6	1,0	13,4	21,8	6,2
<i>Veränderung gegen Vorjahr in %</i>													
2015	1,2	1,4	0,1	-0,5	0,5	0,6	1,1	2,7	-0,2	1,4	3,0	1,2	1,1
2016	1,5	1,9	-0,3	-0,3	0,9	0,7	1,7	2,8	0,2	2,3	2,9	1,4	0,8
2017	1,4	1,9	-0,8	-1,0	1,2	1,9	1,4	3,0	-1,7	2,1	3,0	1,1	0,8
2017 Q4	1,8	2,4	-0,6	-0,6	2,0	3,6	1,5	3,1	-1,8	3,5	3,7	1,3	0,7
2018 Q1	1,4	2,0	-0,9	-1,0	1,7	2,4	1,2	2,3	-1,0	2,9	3,2	1,2	0,2
Q2	1,7	2,2	-0,5	0,4	1,8	2,7	1,1	3,0	-0,4	1,4	3,6	1,4	0,7
Q3	1,6	2,0	-0,2	0,5	1,7	3,4	1,3	3,7	-1,0	1,2	3,2	1,1	0,2
Arbeitsstunden je Erwerbstätigen													
<i>Veränderung gegen Vorjahr in %</i>													
2015	0,1	0,2	0,4	0,7	0,4	0,5	-0,3	1,1	0,1	0,3	0,2	0,1	0,5
2016	0,1	0,2	0,0	0,2	0,1	0,3	0,0	-0,1	0,4	0,4	0,1	0,1	0,1
2017	-0,2	-0,1	-0,3	-0,4	0,0	0,1	-0,3	-0,1	-0,5	0,5	-0,1	-0,2	-0,6
2017 Q4	0,2	0,4	0,1	0,6	0,7	1,1	0,0	0,0	-0,3	1,9	0,2	0,1	-0,5
2018 Q1	-0,1	0,1	-0,2	-0,2	0,1	0,3	-0,3	-0,2	0,0	1,3	0,1	-0,1	-0,3
Q2	0,2	0,4	-0,1	0,8	0,3	0,1	-0,2	0,4	0,4	-0,1	0,6	0,2	-0,1
Q3	0,3	0,5	0,1	0,2	0,4	0,8	0,0	0,3	0,2	0,3	0,7	0,0	1,0

Quellen: Eurostat und EZB-Berechnungen.

1) Beschäftigungszahlen gemäß ESVO 2010.

3 Konjunktorentwicklung

3.4 Erwerbspersonen, Arbeitslosigkeit und offene Stellen (soweit nicht anders angegeben, saisonbereinigt)

	Erwerbs- personen in Mio ¹⁾	Unter- beschäftigung in % der Erwerbs- personen ¹⁾	Arbeitslosigkeit											Vakanz- quote ²⁾
			Insgesamt		Langzeit- arbeitslose in % der Erwerbs- personen ¹⁾	Nach Alter				Nach Geschlecht				
			In Mio	In % der Er- werbs- perso- nen		Erwachsene		Jugendliche		Männer		Frauen		
						In Mio	In % der Erwerbs- personen	In Mio	In % der Erwerbs- personen	In Mio	In % der Erwerbs- personen	In Mio	In % der Erwerbs- personen	
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	
Gewichte in % (2016)			100,0			81,7		18,3		52,2		47,8		
2015	160,730	4,6	17,472	10,9	5,6	14,307	9,8	3,165	22,3	9,261	10,7	8,211	11,1	1,5
2016	162,028	4,3	16,252	10,0	5,0	13,289	9,0	2,963	20,9	8,482	9,7	7,770	10,4	1,7
2017	162,659	4,1	14,764	9,1	4,4	12,096	8,1	2,668	18,8	7,636	8,7	7,128	9,5	1,9
2017 Q4	163,132	3,9	14,185	8,7	4,2	11,636	7,8	2,549	17,9	7,314	8,3	6,870	9,1	2,0
2018 Q1	162,591	4,0	13,926	8,5	4,2	11,422	7,7	2,505	17,6	7,185	8,2	6,741	8,9	2,1
Q2	163,180	3,9	13,505	8,3	3,9	11,065	7,4	2,439	17,1	6,972	7,9	6,533	8,6	2,1
Q3	163,709	3,6	13,172	8,1	3,6	10,742	7,2	2,430	16,9	6,822	7,8	6,350	8,4	2,1
2018 Juni	-	-	13,403	8,2	-	10,973	7,4	2,430	17,0	6,921	7,9	6,483	8,6	-
Juli	-	-	13,250	8,1	-	10,840	7,3	2,410	16,9	6,859	7,8	6,391	8,5	-
Aug.	-	-	13,139	8,0	-	10,711	7,2	2,428	16,9	6,804	7,8	6,335	8,4	-
Sept.	-	-	13,127	8,0	-	10,674	7,2	2,452	17,0	6,803	7,7	6,324	8,4	-
Okt.	-	-	13,130	8,0	-	10,650	7,1	2,480	17,1	6,783	7,7	6,346	8,4	-
Nov.	-	-	13,040	7,9	-	10,587	7,1	2,452	16,9	6,734	7,6	6,305	8,3	-

Quellen: Eurostat und EZB-Berechnungen.

1) Nicht saisonbereinigt.

2) Die Vakanzquote entspricht der Zahl der offenen Stellen in Relation zur Summe aus besetzten und offenen Stellen.

3.5 Konjunkturstatistiken

	Produktion im produzierenden Gewerbe ohne Baugewerbe						Produktion im Bau- gewerbe	EZB- Indikator für den Auftrags- eingang in der Industrie	Einzelhandelsumsätze				Pkw- Neuzulas- sungen
	Insgesamt		Hauptgruppen						Ins- gesamt	Nahrungs- mittel, Getränke, Tabak- waren	Sonstige Waren	Tank- stellen	
	1	2	3	4	5	6							
Gewichte in % (2015)	100,0	88,7	32,1	34,5	21,8	11,6	100,0	100,0	100,0	40,4	52,5	7,1	100,0
Veränderung gegen Vorjahr in %													
2016	1,6	1,8	1,8	1,9	1,7	0,5	3,1	0,6	1,6	1,0	2,1	1,4	7,2
2017	3,0	3,2	3,4	3,9	1,5	1,1	3,0	7,9	2,3	1,4	3,3	0,9	5,7
2018	0,8
2018 Q1	3,1	3,4	3,0	4,4	2,4	0,6	2,5	6,5	1,7	1,6	1,8	0,1	5,3
Q2	2,4	2,8	1,8	4,6	2,0	-1,9	2,7	3,8	1,7	1,1	2,3	0,8	3,2
Q3	0,7	0,9	-0,2	1,9	1,0	-1,1	2,3	1,6	1,2	1,0	1,3	0,2	3,4
Q4	-9,4
2018 Juli	0,4	0,5	0,0	1,7	-0,5	-1,2	0,2	2,0	1,0	1,0	1,0	-0,5	7,7
Aug.	1,1	1,4	-0,2	1,8	3,1	-0,8	0,9	2,4	2,2	1,8	2,6	-0,1	30,9
Sept.	0,6	0,9	-0,4	2,2	0,7	-1,3	3,7	0,4	0,3	0,1	0,3	1,1	-21,2
Okt.	1,2	1,5	-0,1	3,7	0,7	-3,0	0,6	0,1	2,3	2,4	2,6	1,7	-11,8
Nov.	-3,3	-3,1	-3,0	-4,5	-0,6	-5,2	0,9	1,4	1,1	0,2	1,5	2,9	-8,9
Dez.	-7,5
Veränderung gegen Vormonat in % (saisonbereinigt)													
2018 Juli	-0,8	-0,8	-0,8	0,9	-1,6	0,7	-2,0	-1,2	-0,4	-1,0	-0,1	-1,2	2,0
Aug.	1,2	1,2	0,5	1,9	1,9	1,6	0,6	2,8	0,4	0,4	0,6	-0,6	21,9
Sept.	-0,6	-0,4	-0,4	-0,3	-1,0	-2,1	2,0	-1,0	-0,5	-0,4	-0,6	0,8	-37,1
Okt.	0,1	0,2	0,1	0,7	-0,2	-1,4	-1,6	0,3	0,6	0,7	0,6	0,5	9,1
Nov.	-1,7	-1,7	-1,2	-2,3	-1,1	-0,6	-0,1	2,3	0,6	-0,9	1,2	1,2	6,7
Dez.	2,5

Quellen: Eurostat, EZB-Berechnungen, experimentelle Statistik der EZB (Spalte 8) und European Automobile Manufacturers Association (Spalte 13).

3 Konjunktorentwicklung

3.6 Meinungsumfragen (saisonbereinigt)

	Branchen- und Verbraucherumfragen der Europäischen Kommission (soweit nicht anders angegeben, Salden in %)							Umfragen zum Einkaufsmanagerindex (Diffusionsindizes)				
	Indikator der wirtschaftlichen Einschätzung (langfristiger Durchschnitt = 100)	Verarbeitendes Gewerbe		Vertrauensindikator für die Verbraucher	Vertrauensindikator für das Baugewerbe	Vertrauensindikator für den Einzelhandel	Dienstleistungsbranchen		Einkaufsmanagerindex (EMI) für das verarbeitende Gewerbe	Produktion im verarbeitenden Gewerbe	Geschäftstätigkeit im Dienstleistungssektor	Zusammengesetzter EMI für die Produktion
		Vertrauensindikator für die Industrie	Kapazitätsauslastung (in %)				Vertrauensindikator für den Dienstleistungssektor	Kapazitätsauslastung (in %)				
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
1999-2014	99,8	-5,8	80,7	-12,7	-14,5	-9,5	6,9	-	51,1	52,4	52,9	52,7
2016	104,2	-2,6	81,8	-7,7	-16,4	0,3	10,6	89,0	52,5	53,6	53,1	53,3
2017	110,8	5,0	83,3	-2,5	-4,0	2,1	14,1	89,9	57,4	58,5	55,6	56,4
2018	111,7	5,8	.	-1,4	6,2	1,0	14,6	.	55,0	54,7	54,5	54,6
2018 Q1	114,0	8,5	84,4	0,5	4,7	2,8	16,3	90,3	58,2	58,9	56,4	57,0
Q2	112,5	7,0	84,2	0,0	5,8	0,3	14,5	90,4	55,6	55,1	54,5	54,7
Q3	111,5	5,4	84,0	-1,8	6,7	1,5	14,8	90,4	54,3	54,0	54,4	54,3
Q4	108,8	2,5	.	-4,3	7,8	-0,4	12,9	.	51,7	51,0	52,8	52,3
2018 Juli	112,1	5,8	84,2	-0,5	5,4	0,3	15,3	90,6	55,1	54,4	54,2	54,3
Aug.	111,6	5,6	-	-1,9	6,4	1,9	14,4	-	54,6	54,7	54,4	54,5
Sept.	110,9	4,7	-	-2,9	8,3	2,4	14,7	-	53,2	52,7	54,7	54,1
Okt.	109,7	3,0	83,9	-2,7	7,9	-0,8	13,3	90,1	52,0	51,3	53,7	53,1
Nov.	109,5	3,4	-	-3,9	8,2	-0,5	13,4	-	51,8	50,7	53,4	52,7
Dez.	107,3	1,1	-	-6,2	7,2	0,0	12,0	-	51,4	51,0	51,2	51,1

Quellen: Europäische Kommission (Generaldirektion Wirtschaft und Finanzen) (Spalte 1-8) und Markit (Spalte 9-12).

3.7 Zusammengefasste Konten für private Haushalte und nichtfinanzielle Kapitalgesellschaften (soweit nicht anders angegeben, in jeweiligen Preisen; nicht saisonbereinigt)

	Private Haushalte							Nichtfinanzielle Kapitalgesellschaften					
	Sparquote (brutto) ¹⁾	Schuldenquote	Real verfügbares Bruttoeinkommen	Geldvermögensbildung	Sachvermögensbildung (brutto)	Reinvermögen ²⁾	Immobilienvermögen	Gewinnquote ³⁾	Sparquote (netto)	Schuldenquote ⁴⁾	Geldvermögensbildung	Sachvermögensbildung (brutto)	Finanzierung
	In % des bereinigten verfügbaren Bruttoeinkommens		Veränderung gegen Vorjahr in %					In % der Nettowertschöpfung		In % des BIP		Veränderung gegen Vorjahr in %	
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	
2015	12,4	94,0	1,6	2,1	1,2	3,2	2,0	34,7	6,2	138,4	5,1	7,8	2,9
2016	12,3	94,2	1,8	2,1	6,2	3,2	2,8	35,2	7,7	139,2	4,9	6,2	2,9
2017	11,8	94,1	1,2	2,0	6,9	4,0	4,1	34,7	6,9	137,2	3,4	5,0	2,0
2017 Q4	11,8	94,1	1,5	2,0	6,4	4,0	4,1	34,7	6,9	137,2	3,4	1,4	2,0
2018 Q1	11,8	93,8	1,8	1,9	5,7	3,6	4,5	34,8	7,0	137,0	2,9	0,0	1,6
Q2	12,0	93,8	1,9	2,0	8,4	3,8	4,6	34,9	6,9	137,7	3,1	1,0	1,7
Q3	12,1	93,6	1,4	1,9	8,5	3,8	5,1	34,5	6,9	.	2,8	8,1	1,5

Quellen: EZB und Eurostat.

1) Auf Basis der über vier Quartale kumulierten Summen aus Ersparnis und verfügbarem Bruttoeinkommen (bereinigt um die Nettozunahme betrieblicher Versorgungsansprüche).

2) Geldvermögen (nach Abzug der Verbindlichkeiten) und Sachvermögen. Letzteres besteht vor allem aus Immobilienvermögen (Wohnimmobilien sowie Grund und Boden).

Ferner zählt hierzu auch das Sachvermögen von Unternehmen ohne eigene Rechtspersönlichkeit, die dem Sektor der privaten Haushalte zugerechnet werden.

3) Die Gewinnquote wird anhand des Unternehmensgewinns (netto) ermittelt, der weitgehend dem Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit in der externen Unternehmensrechnungslegung entspricht.

4) Auf Basis der ausstehenden Kredite, Schuldverschreibungen, Handelskredite und Verbindlichkeiten aus Rückstellungen bei Alterssicherungssystemen.

3 Konjunktorentwicklung

3.8 Zahlungsbilanz des Euroraums – Leistungsbilanz und Vermögensänderungsbilanz

(in Mrd €; soweit nicht anders angegeben, saisonbereinigt; Transaktionen)

	Leistungsbilanz											Vermögensänderungsbilanz ¹⁾	
	Insgesamt			Warenhandel		Dienstleistungen		Primäreinkommen		Sekundäreinkommen		Ein-nahmen	Ausgaben
	Ein-nahmen	Ausgaben	Saldo	Ein-nahmen	Ausgaben	Ein-nahmen	Ausgaben	Ein-nahmen	Ausgaben	Ein-nahmen	Ausgaben		
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	
2017 Q4	1 007,3	907,8	99,5	586,6	495,5	220,3	189,1	171,2	160,2	29,3	63,1	12,1	10,5
2018 Q1	993,0	888,1	104,9	577,5	492,1	218,8	189,0	168,5	147,9	28,3	59,1	9,0	6,4
Q2	1 020,4	924,3	96,1	585,2	505,2	220,9	191,8	186,2	163,5	28,1	63,8	8,1	6,4
Q3	1 029,7	953,5	76,2	591,8	523,0	228,7	200,1	180,5	161,5	28,8	68,8	8,2	5,9
2018 Juni	345,0	315,8	29,2	197,2	169,2	73,9	63,7	64,7	60,2	9,2	22,7	3,1	2,0
Juli	338,8	316,5	22,3	194,8	173,2	76,2	66,7	58,6	53,3	9,2	23,3	2,9	1,9
Aug.	348,1	315,4	32,8	199,6	173,6	76,7	66,4	61,8	53,2	10,1	22,2	3,0	1,8
Sept.	342,8	321,6	21,2	197,3	176,2	75,9	67,0	60,1	55,1	9,5	23,3	2,3	2,2
Okt.	335,1	308,2	26,8	198,9	179,2	72,5	61,2	54,1	45,7	9,5	22,2	3,3	2,2
Nov.	338,7	318,4	20,3	196,3	178,0	76,0	65,0	57,0	51,1	9,3	24,3	4,1	3,1
<i>Über 12 Monate kumulierte Transaktionen</i>													
2018 Nov.	4 057,8	3 704,6	353,2	2 348,7	2 045,2	891,8	770,4	703,0	629,9	114,4	259,2	39,1	29,3
<i>Über 12 Monate kumulierte Transaktionen in % des BIP</i>													
2018 Nov.	35,3	32,2	3,1	20,4	17,8	7,8	6,7	6,1	5,5	1,0	2,3	0,3	0,3

1) Nicht saisonbereinigt.

3.9 Außenhandel des Euroraums (Warenverkehr)¹⁾, Werte und Volumen nach Warengruppen²⁾

(soweit nicht anders angegeben, saisonbereinigt)

	Insgesamt (nicht saisonbereinigt)		Warenausfuhren (fob)					Wareneinfuhren (cif)					
	Aus-fuhren	Ein-fuhren	Zusammen			Nachricht-lich: Gewerbliche Erzeugnisse	Zusammen			Nachrichtlich:			
			Vorleistungs-güter	Investi-tions-güter	Konsum-güter		Vorleistungs-güter	Investi-tions-güter	Konsum-güter	Gewerbliche Erzeugnisse	Öl		
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	
<i>Werte (in Mrd €; Spalte 1 und 2: Veränderung gegen Vorjahr in %)</i>													
2017 Q4	6,2	8,1	561,9	268,2	116,1	166,8	471,6	502,0	286,1	81,7	125,2	362,4	58,7
2018 Q1	2,1	2,3	561,0	270,5	113,9	167,7	469,8	504,9	291,8	81,7	123,7	358,3	65,2
Q2	4,3	5,9	565,9	271,2	117,6	166,4	473,7	515,2	300,8	79,8	126,9	364,0	65,7
Q3	4,6	9,9	572,2	277,6	116,6	167,1	476,7	531,0	310,1	85,8	126,7	372,3	68,4
2018 Juni	6,1	8,8	190,9	91,8	39,9	56,5	159,6	174,4	103,2	26,8	42,2	121,7	23,1
Juli	9,3	14,0	189,2	91,7	38,8	55,1	155,9	177,2	103,7	28,7	42,3	124,4	22,7
Aug.	5,5	8,7	192,7	93,4	38,8	56,5	161,1	176,4	102,9	28,3	42,2	123,5	23,0
Sept.	-0,8	7,1	190,3	92,4	39,1	55,4	159,8	177,4	103,5	28,8	42,2	124,4	22,6
Okt.	11,1	14,0	194,0	93,5	40,1	56,3	160,8	180,5	105,7	29,0	43,9	126,4	24,2
Nov.	1,9	4,7	192,1	.	.	.	160,4	177,0	.	.	.	123,9	.
<i>Volumenindizes (2000 = 100; Spalte 1 und 2: Veränderung gegen Vorjahr in %)</i>													
2017 Q4	4,6	4,6	126,5	125,7	125,6	130,5	126,9	115,0	114,9	114,3	115,5	119,1	105,8
2018 Q1	2,2	2,6	125,8	125,5	123,3	131,4	126,1	114,5	114,9	113,9	115,2	117,8	110,4
Q2	3,0	2,5	125,6	124,3	126,7	129,2	126,2	115,2	115,3	112,0	118,3	119,2	101,8
Q3	0,8	1,5	125,2	125,4	124,1	127,8	125,6	115,2	114,9	117,4	115,1	119,4	99,4
2018 Mai	-2,0	-1,7	124,8	124,5	123,8	126,7	125,8	115,6	114,8	114,2	118,5	121,2	99,2
Juni	3,5	2,0	126,4	125,1	128,3	131,3	127,1	114,9	115,6	112,1	117,2	118,4	101,6
Juli	6,2	6,6	124,7	124,5	124,5	127,1	123,6	116,0	115,8	119,0	116,2	120,5	100,4
Aug.	1,6	0,1	126,7	126,8	124,1	129,9	127,4	115,2	114,9	117,1	114,7	119,1	102,4
Sept.	-5,0	-2,0	124,3	124,8	123,6	126,5	125,7	114,3	114,0	116,2	114,4	118,7	95,4
Okt.	6,9	4,4	126,9	126,1	127,9	128,6	126,9	116,2	115,7	118,4	119,1	121,3	98,4

Quellen: EZB und Eurostat.

1) Differenzen zwischen dem Ausweis des Warenhandels durch die EZB (Tabelle 3.8) und durch Eurostat (Tabelle 3.9) beruhen in erster Linie auf unterschiedlichen Abgrenzungen.

2) Gemäß der Klassifikation nach Broad Economic Categories.

4 Preise und Kosten

4.1 Harmonisierter Verbraucherpreisindex¹⁾

(soweit nicht anders angegeben, Veränderung gegen Vorjahr in %)

	Insgesamt					Insgesamt (saisonbereinigt; Veränderung gegen Vorperiode in %) ²⁾						Administrierte Preise	
	Index: 2015 =100	Insgesamt			Dienst- leistungen	Insgesamt	Ver- arbeitete Nahrungs- mittel	Unver- arbeitete Nahrungs- mittel	Industrie- erzeugnis- se ohne Energie	Energie (nicht saison- berei- nigt)	Dienst- leistungen	HVPI insgesamt ohne ad- ministrierte Preise	Admini- strierte Preise
		Insgesamt ohne Energie und Nahrungs- mittel	Waren										
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	
Gewichte in % (2018)	100,0	100,0	70,7	55,6	44,4	100,0	12,1	7,5	26,3	9,7	44,4	86,6	13,4
2016	100,2	0,2	0,9	-0,4	1,1	-	-	-	-	-	-	0,2	0,3
2017	101,8	1,5	1,0	1,7	1,4	-	-	-	-	-	-	1,6	1,0
2018	103,5	1,7	1,0	2,1	1,3	-	-	-	-	-	-	1,7	2,1
2018 Q1	102,3	1,3	1,0	1,2	1,3	0,5	0,7	0,1	0,1	1,9	0,4	1,2	1,9
Q2	103,7	1,7	0,9	2,0	1,3	0,5	0,8	0,7	0,1	1,9	0,4	1,7	1,6
Q3	103,9	2,1	1,0	2,7	1,3	0,5	0,3	0,8	0,1	2,7	0,3	2,0	2,4
Q4	104,4	1,9	1,0	2,3	1,4	0,3	0,2	0,3	0,1	1,6	0,2	1,8	2,8
2018 Juli	103,6	2,1	1,1	2,8	1,4	0,2	0,1	0,0	0,1	0,7	0,2	2,1	2,4
Aug.	103,8	2,0	0,9	2,6	1,3	0,1	0,1	0,4	0,0	0,5	0,0	2,0	2,3
Sept.	104,3	2,1	0,9	2,7	1,3	0,2	0,0	0,8	0,0	1,2	0,1	2,0	2,4
Okt.	104,5	2,2	1,1	2,8	1,5	0,2	0,1	-0,3	0,1	1,8	0,1	2,1	2,8
Nov.	104,3	1,9	1,0	2,5	1,3	0,0	0,0	-0,1	0,0	0,0	0,0	1,8	2,8
Dez.	104,3	1,6	1,0	1,8	1,3	-0,3	-0,1	0,1	0,0	-3,2	0,1	1,4	2,7

	Waren						Dienstleistungen					
	Nahrungsmittel (einschließlich alkoholischer Getränke und Tabakwaren)			Industrieerzeugnisse			Wohnungs- dienstleistungen	Verkehr	Nachrichten- übermittlung	Freizeitdienst- leistungen und persönliche Dienstleistungen	Sonstige	
	Zusam- men	Verar- beitete Nahrungs- mittel	Unverar- beitete Nahrungs- mittel	Zusam- men	Industrie- erzeugnisse ohne Energie	Energie	Wohn- ungs- mieten					
14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	
Gewichte in % (2018)	19,6	12,1	7,5	36,0	26,3	9,7	10,6	6,4	7,3	3,2	15,3	8,1
2016	0,9	0,6	1,4	-1,1	0,4	-5,1	1,1	1,1	0,8	0,0	1,4	1,2
2017	1,8	1,6	2,2	1,6	0,4	4,9	1,3	1,2	2,1	-1,5	2,1	0,7
2018	2,2	2,4	1,8	2,0	0,4	6,3	1,2	1,2	1,5	-1,1	1,8	1,4
2018 Q1	1,7	2,6	0,3	0,9	0,5	2,1	1,3	1,3	1,7	-1,0	1,8	1,2
Q2	2,6	2,7	2,3	1,7	0,3	5,5	1,2	1,2	1,3	-0,7	1,8	1,3
Q3	2,5	2,3	2,8	2,8	0,4	9,4	1,1	1,1	1,4	-0,8	1,9	1,3
Q4	2,0	2,0	1,9	2,6	0,4	8,4	1,2	1,1	1,5	-1,8	1,8	1,8
2018 Juli	2,5	2,4	2,6	2,9	0,5	9,5	1,1	1,1	1,3	-0,6	2,1	1,4
Aug.	2,4	2,4	2,5	2,7	0,3	9,2	1,1	1,1	1,6	-0,8	1,8	1,2
Sept.	2,6	2,2	3,2	2,8	0,3	9,5	1,1	1,1	1,3	-1,2	1,9	1,3
Okt.	2,2	2,2	2,1	3,1	0,4	10,7	1,2	1,1	1,8	-1,5	2,0	1,7
Nov.	1,9	2,0	1,8	2,7	0,4	9,1	1,2	1,1	1,6	-1,9	1,7	1,8
Dez.	1,8	1,7	1,9	1,8	0,4	5,4	1,2	1,1	1,2	-1,8	1,9	1,8

Quellen: Eurostat und EZB-Berechnungen.

1) Angaben für den Euroraum in seiner jeweiligen Zusammensetzung.

2) Nach einer Überarbeitung des Saisonbereinigungsverfahrens begann die EZB im Mai 2016, verbesserte saisonbereinigte HVPI-Serien für den Euroraum zu veröffentlichen (siehe EZB, [Kasten 1](#), Wirtschaftsbericht, Ausgabe 3/2016).

4 Preise und Kosten

4.2 Preise in der Industrie, im Baugewerbe und für Immobilien (soweit nicht anders angegeben, Veränderung gegen Vorjahr in %)

	Industrielle Erzeugerpreise ohne Baugewerbe ¹⁾										Bauge- werbe ²⁾	Preise für Wohn- immobilien ³⁾	Experimen- teller Indikator der Preise für gewerb- liche Immo- bilien ³⁾
	Insgesamt (Index: 2015 = 100)	Insgesamt	Industrie ohne Baugewerbe und Energie							Energie			
			Verarbei- tendes Gewerbe	Zu- sammen	Vorlei- stungsgüter	Investi- tionsgüter	Konsumgüter						
							Zu- sammen	Nahrungs- mittel, Getränke und Tabakwaren	Ohne Nah- rungs- mittel				
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	
Gewichte in % (2015)	100,0	100,0	77,3	72,1	28,9	20,7	22,5	16,5	5,9	27,9			
2015	100,0	-2,6	-2,3	-0,5	-1,2	0,6	-0,6	-1,0	0,2	-8,6	0,4	1,7	2,3
2016	97,9	-2,1	-1,4	-0,5	-1,6	0,5	0,0	0,0	0,0	-6,9	0,6	3,4	5,0
2017	100,8	3,0	3,0	2,1	3,2	0,9	1,9	2,8	0,2	5,7	2,2	3,7	5,1
2017 Q4	101,7	2,5	2,5	2,0	3,2	1,0	1,5	2,0	0,3	3,6	2,5	3,9	6,6
2018 Q1	102,4	1,7	1,6	1,5	2,4	0,9	0,8	1,0	0,5	2,0	2,4	4,3	4,5
Q2	103,1	2,8	2,6	1,4	2,5	1,0	0,3	0,1	0,6	6,7	2,3	4,2	2,3
Q3	104,9	4,3	3,2	1,5	3,1	1,1	0,1	-0,3	0,7	12,5	2,7	4,3	.
2018 Juni	103,7	3,6	3,3	1,5	3,1	1,0	0,2	-0,2	0,6	9,3	-	-	-
Juli	104,4	4,2	3,3	1,6	3,2	1,0	0,1	-0,2	0,7	12,0	-	-	-
Aug.	104,8	4,3	3,3	1,6	3,3	1,1	0,1	-0,3	0,7	12,4	-	-	-
Sept.	105,4	4,6	3,0	1,5	2,9	1,1	0,0	-0,4	0,7	12,9	-	-	-
Okt.	106,2	4,9	3,2	1,5	2,6	1,2	0,2	-0,3	0,8	14,6	-	-	-
Nov.	105,9	4,0	2,3	1,5	2,6	1,2	0,2	-0,2	0,9	10,8	-	-	-

Quellen: Eurostat, EZB-Berechnungen und EZB-Berechnungen auf der Grundlage von MSCI-Daten und nationalen Quellen (Spalte 13).

1) Nur Inlandsabsatz.

2) Baukostenindex für Wohngebäude.

3) Experimentelle Daten auf der Grundlage nicht harmonisierter Quellen (weitere Einzelheiten siehe www.ecb.europa.eu/stats/ecb_statistics/governance_and_quality_framework/html/experimental-data.en.html).

4.3 Rohstoffpreise und Deflatoren des Bruttoinlandsprodukts (soweit nicht anders angegeben, Veränderung gegen Vorjahr in %)

	BIP-Deflatoren						Ölpreise (€/Barrel)	Rohstoffpreise ohne Energie (in €)							
	Insgesamt (saison- berei- nigt; Index: 2010 = 100)	Insgesamt	Inländische Verwendung					Exporte ¹⁾	Importe ¹⁾	Importgewichtet ²⁾			Nach Verwendung gewichtet ²⁾		
			Zu- sammen	Private Konsum- ausga- ben	Konsum- ausga- ben des Staates	Brutto- anlage- investitionen				Insgesamt	Nah- rungs- mittel	Ohne Nah- rungs- mittel	Insgesamt	Nah- rungs- mittel	Ohne Nah- rungs- mittel
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	
Gewichte in %									100,0	45,4	54,6	100,0	50,4	49,6	
2016	106,9	0,8	0,5	0,4	0,5	0,7	-1,4	-2,5	39,9	-2,0	-1,4	-2,8	-3,1	-3,7	-2,3
2017	108,0	1,1	1,5	1,4	1,4	1,5	1,9	2,9	48,1	5,8	-3,5	16,6	6,7	-1,6	17,8
2018	60,4	-0,9	-6,3	4,3	-0,2	-5,5	5,7
2018 Q1	108,9	1,4	1,5	1,2	1,5	1,8	0,4	0,4	54,6	-8,9	-14,6	-3,2	-7,6	-12,9	-1,4
Q2	109,4	1,4	1,8	1,5	2,0	1,9	1,0	2,0	62,6	2,1	-6,0	10,3	1,9	-6,3	11,7
Q3	109,8	1,4	2,1	1,8	1,9	2,5	2,2	3,9	64,8	2,0	-3,4	7,1	3,1	-2,2	8,8
Q4	59,5	1,9	0,1	3,6	2,3	0,2	4,4
2018 Juli	63,7	2,1	-6,3	10,5	2,4	-5,9	12,2
Aug.	63,3	3,1	-0,8	6,7	4,6	0,7	8,7
Sept.	67,6	0,8	-3,0	4,2	2,3	-1,0	5,7
Okt.	70,1	2,5	-1,0	5,7	2,9	-0,5	6,4
Nov.	57,4	1,8	-0,8	4,1	1,7	-1,2	4,8
Dez.	49,8	1,5	2,0	1,1	2,3	2,4	2,1

Quellen: Eurostat, EZB-Berechnungen und Bloomberg (Spalte 9).

1) Die Deflatoren für die Exporte und Importe beziehen sich auf Waren und Dienstleistungen und umfassen auch den grenzüberschreitenden Handel innerhalb des Euroraums.

2) Importgewichtet: bezogen auf die durchschnittliche Struktur der Importe im Zeitraum 2009-2011; nach Verwendung gewichtet: bezogen auf die durchschnittliche Struktur der Binnennachfrage im Zeitraum 2009-2011.

4 Preise und Kosten

4.4 Preisbezogene Meinungsumfragen

(saisonbereinigt)

	Branchen- und Verbraucherumfragen der Europäischen Kommission (Salden in %)				Verbraucher- preistrends der vergangenen 12 Monate	Umfragen zum Einkaufsmanagerindex (Diffusionsindizes)			
	Verkaufspreiserwartungen (für die kommenden drei Monate)					Inputpreise		Outputpreise	
	Verarbeiten- des Gewerbe	Einzelhandel	Dienstleis- tungssektor	Baugewerbe		Verarbeiten- des Gewerbe	Dienstleis- tungssektor	Verarbeiten- des Gewerbe	Dienstleis- tungssektor
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1999-2014	4,4	-	-	-3,1	33,5	57,2	56,5	-	49,8
2016	-1,0	2,2	4,1	-7,2	0,2	49,8	53,9	49,3	49,6
2017	8,7	5,0	6,7	2,6	12,3	64,6	56,3	55,1	51,6
2018	11,0	7,3	9,1	12,1	20,1	65,4	57,9	56,1	52,7
2018 Q1	12,5	6,7	8,9	10,9	17,4	68,4	57,2	57,9	52,9
Q2	9,8	6,7	9,0	12,2	18,5	65,6	57,6	56,5	52,3
Q3	10,6	7,3	8,9	12,5	21,0	65,2	58,4	55,5	52,8
Q4	11,1	8,4	9,6	12,9	23,7	62,6	58,4	54,5	52,7
2018 Juli	9,6	6,8	9,0	12,3	20,7	66,6	57,9	55,6	53,0
Aug.	10,5	7,8	9,3	13,2	19,6	65,3	58,1	55,1	52,7
Sept.	11,6	7,3	8,3	12,0	22,6	63,6	59,1	55,7	52,8
Okt.	9,7	8,9	8,5	12,9	24,4	65,1	58,5	54,8	52,8
Nov.	11,2	7,2	9,9	12,3	23,8	63,6	58,9	54,7	52,8
Dez.	12,3	9,0	10,6	13,6	23,0	59,1	57,9	54,1	52,5

Quellen: Europäische Kommission (Generaldirektion Wirtschaft und Finanzen) und Markt.

4.5 Arbeitskostenindizes

(soweit nicht anders angegeben, Veränderung gegen Vorjahr in %)

	Insgesamt (Index: 2012 = 100)	Insgesamt	Nach Komponenten		Für ausgewählte Wirtschaftszweige		Nachrichtlich: Indikator der Tarifverdienste ¹⁾
			Bruttolöhne und -gehälter	Sozialbeiträge der Arbeitgeber	Privatwirtschaft (produzierendes Gewerbe und marktbestimmte Dienstleistungen)	Nicht marktbestimmte Dienstleistungen	
	1	2	3	4	5	6	7
Gewichte in % (2012)	100,0	100,0	74,6	25,4	69,3	30,7	
2015	104,1	1,6	1,9	0,7	1,5	1,6	1,5
2016	105,5	1,4	1,4	1,1	1,3	1,5	1,4
2017	107,5	1,8	1,8	1,8	1,9	1,6	1,5
2017 Q4	114,1	1,6	1,6	1,4	1,8	1,1	1,5
2018 Q1	102,6	2,0	1,8	2,8	2,3	1,5	1,7
Q2	113,9	2,3	2,0	3,0	2,5	1,7	2,1
Q3	106,4	2,5	2,4	3,0	2,7	2,2	2,1

Quellen: Eurostat und EZB-Berechnungen.

1) Experimentelle Daten auf der Grundlage nicht harmonisierter Quellen (siehe www.ecb.europa.eu/stats/ecb_statistics/governance_and_quality_framework/html/experimental-data.en.html).

4 Preise und Kosten

4.6 Lohnstückkosten, Arbeitnehmerentgelt je Arbeitseinsatz und Arbeitsproduktivität

(soweit nicht anders angegeben, Veränderung gegen Vorjahr in %; Quartalswerte saisonbereinigt; Jahreswerte nicht saisonbereinigt)

	Insgesamt (Index: 2010= 100)	Insgesamt	Nach Wirtschaftszweigen									
			Land- und Forstwirtschaft, Fischerei	Verarbeiten- des Gewerbe/ Herstellung von Waren, Energiever- sorgung und Versorgungs- wirtschaft	Bauge- werbe	Handel, Verkehr, Gast- gewerbe/ Beherber- gung und Gastronomie	Information und Kom- munikation	Finanz- und Versiche- rungsdienst- leistungen	Grund- stücks- und Wohnungs- wesen	Freiberuf- liche und sonstige wirtschaft- liche Dienstlei- stungen	Öffentliche Verwaltung, Erziehung und Unter- richt, Gesund- heits- und Sozialwesen	Kunst, Unterhal- tung und sonstige Dienst- leistungen
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Lohnstückkosten												
2015	104,6	0,4	0,4	-1,4	0,6	0,4	0,7	0,5	2,4	1,3	1,4	1,1
2016	105,3	0,6	1,3	-1,3	0,6	1,3	-0,7	1,4	3,8	0,6	1,4	1,5
2017	106,1	0,8	0,3	-0,4	-0,1	0,3	0,8	-0,5	4,4	2,2	1,6	1,8
2017 Q4	106,4	0,8	-1,3	-0,6	-0,1	-0,1	1,7	-1,4	4,4	2,3	1,7	1,7
2018 Q1	107,0	1,1	0,4	0,0	-0,5	0,6	0,6	0,8	3,3	2,2	1,7	1,6
Q2	107,6	1,6	1,0	1,3	0,3	0,9	0,4	0,6	3,1	2,5	2,2	2,5
Q3	108,4	2,2	1,9	2,6	1,1	1,7	1,4	0,2	3,6	3,0	2,4	2,6
Arbeitnehmerentgelt je Arbeitnehmer												
2015	108,0	1,4	1,3	2,0	1,2	1,3	2,7	0,8	2,0	1,6	1,1	1,8
2016	109,3	1,2	0,2	1,3	1,8	1,3	0,2	2,2	2,2	0,4	1,3	1,7
2017	111,1	1,6	1,6	1,5	1,2	1,6	1,9	0,0	4,0	3,1	1,5	1,3
2017 Q4	112,1	1,9	2,4	1,9	1,6	1,8	2,4	0,1	4,1	3,3	1,6	1,6
2018 Q1	112,6	1,9	3,0	1,6	1,2	2,0	2,8	1,7	3,3	2,5	1,9	2,2
Q2	113,3	2,2	2,6	2,1	1,5	2,2	2,9	1,9	2,8	2,8	2,3	2,4
Q3	114,1	2,5	1,9	2,3	2,4	2,4	2,4	2,4	3,9	3,0	2,3	4,0
Arbeitsproduktivität je Erwerbstätigen												
2015	103,3	1,0	0,9	3,5	0,7	0,9	2,0	0,3	-0,4	0,2	-0,3	0,6
2016	103,9	0,6	-1,0	2,6	1,1	0,0	0,9	0,7	-1,5	-0,2	-0,1	0,3
2017	104,7	0,8	1,3	1,9	1,3	1,4	1,1	0,6	-0,4	0,8	-0,2	-0,5
2017 Q4	105,3	1,1	3,8	2,5	1,8	1,9	0,7	1,5	-0,3	1,0	-0,1	-0,1
2018 Q1	105,3	0,9	2,7	1,5	1,7	1,4	2,2	0,9	0,0	0,3	0,2	0,7
Q2	105,3	0,6	1,6	0,8	1,2	1,3	2,4	1,3	-0,3	0,3	0,0	-0,1
Q3	105,3	0,3	0,0	-0,3	1,3	0,7	0,9	2,2	0,3	0,1	-0,1	1,3
Arbeitnehmerentgelt je geleistete Arbeitsstunde												
2015	109,7	1,2	1,4	1,6	0,7	1,3	1,5	0,7	1,4	1,1	1,2	1,5
2016	110,8	1,0	-0,4	1,2	1,7	0,9	0,2	1,8	1,9	0,0	1,3	1,5
2017	112,6	1,7	1,3	1,5	1,0	1,9	1,8	0,5	3,3	2,8	1,6	1,7
2017 Q4	113,2	1,5	1,6	1,1	0,6	1,6	2,1	0,3	2,1	2,7	1,4	1,8
2018 Q1	113,8	1,8	2,9	1,4	0,3	2,2	2,9	1,8	2,0	2,2	1,9	2,0
Q2	114,3	1,9	1,1	1,8	0,9	2,1	2,2	1,5	2,3	2,1	2,0	1,9
Q3	114,8	2,0	1,9	1,7	1,5	2,2	2,1	2,2	2,7	2,3	2,2	2,2
Arbeitsproduktivität je Arbeitsstunde												
2015	105,2	0,9	0,2	3,1	0,2	1,1	0,9	0,2	-0,7	0,0	-0,4	0,1
2016	105,7	0,5	-1,2	2,5	0,8	0,0	1,0	0,3	-2,0	-0,4	-0,2	0,2
2017	106,8	1,0	1,7	1,9	1,3	1,7	1,2	1,1	-0,9	0,9	0,0	0,1
2017 Q4	107,1	0,9	3,1	1,9	0,7	1,9	0,7	1,8	-2,1	0,7	-0,2	0,4
2018 Q1	107,2	0,9	2,8	1,4	1,3	1,7	2,4	1,0	-1,4	0,2	0,3	1,0
Q2	107,0	0,4	0,9	0,5	1,0	1,5	2,0	0,9	-0,2	-0,3	-0,2	0,0
Q3	106,7	0,0	-0,1	-0,7	0,4	0,8	0,6	2,0	0,0	-0,6	-0,2	0,3

Quellen: Eurostat und EZB-Berechnungen.

5 Geldmengen- und Kreditentwicklung

5.1 Geldmengenaggregate¹⁾

(in Mrd € und Jahreswachstumsraten; saisonbereinigt; Bestände und Wachstumsraten am Ende des Berichtszeitraums; transaktionsbedingte Veränderungen im Berichtszeitraum)

	M3											11	12
	M2					M3-M2							
	M1		M2-M1			6	7	8	9	10			
	Bargeld- umlauf	Täglich fällige Einlagen	Einlagen mit vereinbarter Laufzeit von bis zu 2 Jahren	Einlagen mit vereinbarter Kündigungs- frist von bis zu 3 Monaten	Repoge- schäfte						Geldmarkt- fondsanteile		
1	2	3	4	5									
Bestände													
2015	1 037,3	5 574,7	6 612,0	1 445,6	2 159,4	3 605,0	10 217,0	73,7	488,6	69,2	631,6	10 848,5	
2016	1 075,3	6 082,8	7 158,1	1 330,6	2 221,0	3 551,5	10 709,6	69,6	523,1	86,6	679,2	11 388,8	
2017	1 111,6	6 637,7	7 749,3	1 197,0	2 260,8	3 457,7	11 207,0	74,7	512,0	71,6	658,3	11 865,4	
2017 Q4	1 111,6	6 637,7	7 749,3	1 197,0	2 260,8	3 457,7	11 207,0	74,7	512,0	71,6	658,3	11 865,4	
2018 Q1	1 116,9	6 744,0	7 860,9	1 170,3	2 259,8	3 430,1	11 291,1	71,4	511,4	61,5	644,3	11 935,3	
Q2	1 133,6	6 892,4	8 025,9	1 178,1	2 270,8	3 448,8	11 474,8	73,7	507,8	65,5	647,1	12 121,8	
Q3	1 150,5	7 010,1	8 160,6	1 126,6	2 285,0	3 411,6	11 572,2	71,4	495,4	61,3	628,2	12 200,4	
2018 Juni	1 133,6	6 892,4	8 025,9	1 178,1	2 270,8	3 448,8	11 474,8	73,7	507,8	65,5	647,1	12 121,8	
Juli	1 137,3	6 916,3	8 053,5	1 155,9	2 277,2	3 433,0	11 486,5	68,5	508,4	62,0	638,9	12 125,5	
Aug.	1 143,8	6 951,5	8 095,3	1 140,1	2 281,1	3 421,2	11 516,5	71,8	501,7	65,6	639,1	12 155,6	
Sept.	1 150,5	7 010,1	8 160,6	1 126,6	2 285,0	3 411,6	11 572,2	71,4	495,4	61,3	628,2	12 200,4	
Okt.	1 154,4	7 045,0	8 199,4	1 138,0	2 290,1	3 428,1	11 627,5	72,0	506,2	62,4	640,6	12 268,2	
Nov. ^(p)	1 158,2	7 090,8	8 248,9	1 127,1	2 295,1	3 422,1	11 671,1	73,7	500,4	59,9	634,0	12 305,1	
Transaktionsbedingte Veränderungen													
2015	66,5	565,9	632,4	-132,2	12,3	-119,9	512,5	-47,2	50,6	-28,9	-25,4	487,1	
2016	38,1	541,7	579,8	-106,1	16,1	-90,0	489,7	-4,3	34,3	18,2	48,2	538,0	
2017	36,4	591,2	627,6	-110,5	34,1	-76,4	551,2	6,6	-10,9	-18,4	-22,7	528,5	
2017 Q4	7,7	119,8	127,5	-18,7	9,5	-9,2	118,2	7,6	-19,0	-9,6	-21,0	97,2	
2018 Q1	5,3	103,0	108,4	-25,0	7,6	-17,4	90,9	-3,1	-0,6	-9,1	-12,8	78,2	
Q2	16,6	137,8	154,4	4,5	10,2	14,7	169,1	-0,9	-3,2	2,3	-1,8	167,3	
Q3	16,0	115,9	131,9	-51,7	14,2	-37,6	94,3	-2,4	-12,6	-3,8	-18,8	75,5	
2018 Juni	4,9	47,3	52,3	13,7	3,9	17,6	69,9	1,9	1,4	2,4	5,7	75,6	
Juli	2,7	24,8	27,5	-21,2	6,4	-14,8	12,7	-5,1	0,4	-3,3	-8,1	4,6	
Aug.	6,5	33,7	40,3	-16,4	3,9	-12,5	27,7	3,2	-6,7	3,4	-0,1	27,6	
Sept.	6,8	57,4	64,2	-14,1	3,9	-10,2	53,9	-0,5	-6,2	-3,9	-10,6	43,4	
Okt.	3,9	31,4	35,3	9,4	5,3	14,7	50,0	0,4	10,7	-0,1	11,0	61,0	
Nov. ^(p)	3,7	46,9	50,6	-10,8	5,0	-5,8	44,8	1,7	-5,8	-2,6	-6,6	38,3	
Wachstumsraten													
2015	6,9	11,3	10,6	-8,4	0,6	-3,2	5,3	-39,0	11,5	-28,4	-3,9	4,7	
2016	3,7	9,7	8,8	-7,4	0,7	-2,5	4,8	-5,8	7,0	26,0	7,6	5,0	
2017	3,4	9,7	8,8	-8,4	1,5	-2,2	5,2	9,5	-2,1	-21,4	-3,3	4,6	
2017 Q4	3,4	9,7	8,8	-8,4	1,5	-2,2	5,2	9,5	-2,1	-21,4	-3,3	4,6	
2018 Q1	2,5	8,4	7,5	-8,9	1,6	-2,2	4,3	-1,6	-4,7	-27,2	-7,0	3,6	
Q2	3,5	8,1	7,4	-5,6	1,7	-0,9	4,7	5,3	-1,4	-16,3	-2,4	4,3	
Q3	4,1	7,3	6,8	-7,5	1,8	-1,4	4,3	2,0	-6,7	-25,0	-8,0	3,6	
2018 Juni	3,5	8,1	7,4	-5,6	1,7	-0,9	4,7	5,3	-1,4	-16,3	-2,4	4,3	
Juli	3,6	7,6	7,0	-6,5	1,9	-1,1	4,4	-1,8	-1,5	-19,8	-3,7	4,0	
Aug.	3,9	7,0	6,5	-7,6	1,8	-1,5	4,0	-2,5	-3,6	-10,5	-4,2	3,5	
Sept.	4,1	7,3	6,8	-7,5	1,8	-1,4	4,3	2,0	-6,7	-25,0	-8,0	3,6	
Okt.	4,1	7,3	6,8	-6,2	1,8	-1,0	4,4	-0,6	-3,7	-14,9	-4,6	3,9	
Nov. ^(p)	4,3	7,1	6,7	-6,6	2,0	-1,0	4,3	-8,1	-3,7	-19,8	-6,0	3,7	

Quelle: EZB.

1) Angaben für den Euroraum in seiner jeweiligen Zusammensetzung.

5 Geldmengen- und Kreditentwicklung

5.2 In M3 enthaltene Einlagen¹⁾

(in Mrd € und Jahreswachstumsraten; saisonbereinigt; Bestände und Wachstumsraten am Ende des Berichtszeitraums; transaktionsbedingte Veränderungen im Berichtszeitraum)

	Nichtfinanzielle Kapitalgesellschaften ²⁾					Private Haushalte ³⁾					Nichtmonetäre finanzielle Kapitalgesellschaften ohne Versicherungsgesellschaften und Pensionseinrichtungen ²⁾	Versicherungsgesellschaften und Pensionseinrichtungen	Sonstige öffentliche Haushalte ⁴⁾
	Insgesamt	Täglich fällig	Mit vereinbarter Laufzeit von bis zu 2 Jahren	Mit vereinbarter Kündigungsfrist von bis zu 3 Monaten	Repogeschäfte	Insgesamt	Täglich fällig	Mit vereinbarter Laufzeit von bis zu 2 Jahren	Mit vereinbarter Kündigungsfrist von bis zu 3 Monaten	Repogeschäfte			
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
Bestände													
2015	1 960,9	1 512,5	323,5	116,9	8,1	5 753,0	3 061,3	695,3	1 993,5	2,9	946,9	226,7	365,9
2016	2 093,3	1 630,4	295,1	159,6	8,2	6 055,5	3 402,3	644,9	2 006,3	2,1	971,8	199,5	383,8
2017	2 255,7	1 801,7	285,8	159,1	9,1	6 305,0	3 698,8	561,9	2 043,6	0,7	994,3	204,0	411,1
2017 Q4	2 255,7	1 801,7	285,8	159,1	9,1	6 305,0	3 698,8	561,9	2 043,6	0,7	994,3	204,0	411,1
2018 Q1	2 260,5	1 821,6	274,0	157,2	7,6	6 376,4	3 787,5	543,5	2 043,8	1,6	983,2	210,4	415,1
Q2	2 296,8	1 855,2	277,9	156,7	7,0	6 462,3	3 870,1	535,2	2 055,9	1,1	1 010,5	219,8	425,6
Q3	2 323,7	1 891,5	268,0	157,4	6,8	6 538,7	3 945,4	524,6	2 067,6	1,1	982,2	211,8	436,8
2018 Juni	2 296,8	1 855,2	277,9	156,7	7,0	6 462,3	3 870,1	535,2	2 055,9	1,1	1 010,5	219,8	425,6
Juli	2 296,6	1 860,7	272,0	156,6	7,4	6 490,0	3 894,7	532,0	2 061,5	1,8	989,9	216,0	425,2
Aug.	2 305,8	1 872,8	268,8	157,5	6,7	6 515,4	3 921,6	528,2	2 063,8	1,8	974,8	214,3	434,2
Sept.	2 323,7	1 891,5	268,0	157,4	6,8	6 538,7	3 945,4	524,6	2 067,6	1,1	982,2	211,8	436,8
Okt.	2 316,8	1 892,3	271,4	147,1	5,9	6 587,2	3 984,1	520,8	2 081,1	1,1	992,6	208,3	440,3
Nov. ^(p)	2 323,3	1 892,3	276,4	146,5	8,1	6 610,0	4 004,6	517,6	2 086,6	1,1	1 002,5	207,7	443,1
Transaktionsbedingte Veränderungen													
2015	90,3	127,8	-31,4	4,9	-11,1	196,1	304,7	-109,6	1,4	-0,4	83,4	-1,1	30,1
2016	131,8	156,6	-25,2	0,3	0,1	300,7	334,2	-46,5	13,9	-0,9	24,2	-28,4	19,1
2017	178,5	181,3	-3,1	-0,7	1,0	254,7	304,4	-81,6	33,2	-1,3	55,2	6,2	26,9
2017 Q4	37,6	32,5	0,4	0,9	3,8	53,0	67,4	-20,4	7,2	-1,2	29,4	2,9	-4,7
2018 Q1	7,7	22,0	-10,9	-2,0	-1,4	73,6	81,9	-18,1	9,0	0,9	-9,3	6,7	3,8
Q2	28,8	29,0	1,1	-0,7	-0,7	83,6	81,7	-9,1	11,6	-0,5	20,1	9,0	10,0
Q3	26,4	36,0	-10,0	0,6	-0,2	76,4	75,4	-10,7	11,6	0,0	-29,8	-8,1	11,1
2018 Juni	2,8	-3,4	6,1	0,0	0,1	27,3	25,5	-1,6	3,6	-0,2	25,6	5,3	5,8
Juli	0,9	6,2	-5,6	-0,1	0,4	28,1	24,8	-3,1	5,6	0,8	-20,1	-3,7	-0,3
Aug.	8,4	11,6	-3,5	0,9	-0,7	25,0	26,7	-3,9	2,3	0,0	-16,2	-1,8	9,0
Sept.	17,2	18,2	-1,0	-0,1	0,1	23,2	23,9	-3,7	3,8	-0,8	6,5	-2,6	2,4
Okt.	3,3	1,7	2,5	0,0	-0,9	38,3	37,4	-4,2	5,0	0,1	6,2	-3,8	2,4
Nov. ^(p)	7,0	0,3	5,4	-0,9	2,2	23,3	20,6	-3,1	5,8	0,0	10,3	-1,0	3,1
Wachstumsraten													
2015	4,8	9,2	-8,8	4,4	-58,0	3,5	11,1	-13,6	0,1	-12,2	9,7	-0,5	9,0
2016	6,8	10,4	-7,9	0,3	1,4	5,2	10,9	-6,7	0,7	-29,3	2,5	-12,5	5,2
2017	8,6	11,2	-1,1	-0,5	12,5	4,2	9,0	-12,7	1,7	-65,5	5,8	3,2	7,0
2017 Q4	8,6	11,2	-1,1	-0,5	12,5	4,2	9,0	-12,7	1,7	-65,5	5,8	3,2	7,0
2018 Q1	5,2	8,0	-7,8	-0,6	19,2	4,0	8,3	-12,5	1,6	-42,0	4,3	10,3	5,3
Q2	4,8	7,1	-5,5	-1,2	7,0	4,4	8,6	-10,9	1,8	-53,9	5,8	12,8	5,8
Q3	4,5	6,8	-6,8	-0,7	27,4	4,6	8,4	-10,0	1,9	-45,8	1,0	5,2	4,9
2018 Juni	4,8	7,1	-5,5	-1,2	7,0	4,4	8,6	-10,9	1,8	-53,9	5,8	12,8	5,8
Juli	4,5	6,8	-6,5	-1,0	20,4	4,6	8,7	-10,4	1,9	-13,6	2,0	11,6	3,8
Aug.	4,2	6,5	-7,2	-0,7	13,8	4,6	8,6	-10,4	1,9	-10,7	-1,7	8,1	4,7
Sept.	4,5	6,8	-6,8	-0,7	27,4	4,6	8,4	-10,0	1,9	-45,8	1,0	5,2	4,9
Okt.	4,1	6,0	-4,6	-1,1	5,7	4,7	8,4	-9,6	2,0	-45,3	3,0	2,8	5,1
Nov. ^(p)	3,7	5,3	-3,2	-1,8	0,4	4,9	8,5	-9,1	2,2	-42,6	0,5	1,3	6,8

Quelle: EZB.

1) Angaben für den Euroraum in seiner jeweiligen Zusammensetzung.

2) Im Einklang mit dem ESVG 2010 werden Holdinggesellschaften nichtfinanzieller Unternehmensgruppen seit Dezember 2014 nicht mehr dem Sektor der nichtfinanziellen Kapitalgesellschaften, sondern dem Sektor der finanziellen Kapitalgesellschaften zugerechnet. In der MFI-Bilanzstatistik werden sie unter den nichtmonetären finanziellen Kapitalgesellschaften ohne Versicherungsgesellschaften und Pensionseinrichtungen (VGPEs) ausgewiesen.

3) Einschließlich privater Organisationen ohne Erwerbszweck.

4) Sektor Staat ohne Zentralstaaten.

5 Geldmengen- und Kreditentwicklung

5.3 Kredite an Nicht-MFIs im Euroraum¹⁾

(in Mrd € und Jahreswachstumsraten; saisonbereinigt; Bestände und Wachstumsraten am Ende des Berichtszeitraums; transaktionsbedingte Veränderungen im Berichtszeitraum)

	Kredite an öffentliche Haushalte			Kredite an sonstige Nicht-MFIs im Euroraum								
	Insgesamt	Buchkredite	Schuldverschreibungen	Insgesamt	Buchkredite					Schuldverschreibungen	Anteilsrechte und Investitionsfondsanteile (ohne Geldmarktfonds)	
					Insgesamt	An nichtfinanzielle Kapitalgesellschaften ³⁾	An private Haushalte ⁴⁾	An nichtmonetäre finanzielle Kapitalgesellschaften ohne Versicherungsgesellschaften und Pensions-einrichtungen ³⁾	An Versicherungsgesellschaften und Pensions-einrichtungen			
												Bereinigte Kredite ²⁾
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
Bestände												
2015	3 898,4	1 114,1	2 781,8	12 601,6	10 510,6	10 806,0	4 287,1	5 309,7	789,3	124,5	1 309,4	781,5
2016	4 389,4	1 084,1	3 292,1	12 881,0	10 710,9	10 981,6	4 311,4	5 449,4	836,5	113,5	1 387,5	782,6
2017	4 625,9	1 033,3	3 578,7	13 116,8	10 874,4	11 170,9	4 326,4	5 599,1	839,2	109,6	1 442,6	799,8
2017 Q4	4 625,9	1 033,3	3 578,7	13 116,8	10 874,4	11 170,9	4 326,4	5 599,1	839,2	109,6	1 442,6	799,8
2018 Q1	4 605,0	1 023,1	3 568,0	13 196,4	10 941,2	11 233,7	4 343,7	5 633,0	851,7	112,8	1 467,7	787,5
Q2	4 603,1	1 017,7	3 571,2	13 276,3	10 990,7	11 328,2	4 358,0	5 659,7	853,2	119,8	1 496,9	788,8
Q3	4 627,4	1 003,5	3 609,9	13 363,2	11 064,5	11 398,2	4 396,9	5 701,3	841,9	124,4	1 513,8	784,8
2018 Juni	4 603,1	1 017,7	3 571,2	13 276,3	10 990,7	11 328,2	4 358,0	5 659,7	853,2	119,8	1 496,9	788,8
Juli	4 621,6	1 010,4	3 596,8	13 325,6	11 023,4	11 351,6	4 381,8	5 674,6	846,6	120,4	1 512,2	790,1
Aug.	4 612,1	1 004,0	3 593,9	13 352,9	11 054,9	11 383,1	4 394,3	5 693,2	847,2	120,2	1 515,4	782,6
Sept.	4 627,4	1 003,5	3 609,9	13 363,2	11 064,5	11 398,2	4 396,9	5 701,3	841,9	124,4	1 513,8	784,8
Okt.	4 611,9	1 000,6	3 597,4	13 387,6	11 090,0	11 423,2	4 404,0	5 716,0	849,2	120,8	1 524,8	772,9
Nov. ^(p)	4 619,4	1 003,4	3 594,4	13 405,4	11 111,8	11 444,7	4 419,7	5 731,4	839,9	120,7	1 517,5	776,2
Transaktionsbedingte Veränderungen												
2015	294,1	-21,2	315,0	84,9	57,9	77,4	-11,4	97,2	-22,3	-5,6	25,8	1,1
2016	486,0	-34,4	520,3	319,4	235,7	259,6	82,5	121,1	43,2	-11,0	80,1	3,6
2017	289,6	-43,0	332,0	361,5	273,4	315,3	83,0	173,5	20,4	-3,6	64,6	23,6
2017 Q4	87,7	-14,0	101,6	89,2	76,1	93,9	31,8	48,1	-2,0	-1,8	8,5	4,6
2018 Q1	-30,6	-9,7	-20,8	112,3	94,5	94,4	38,1	39,4	13,7	3,2	27,7	-9,9
Q2	34,7	-6,0	40,3	86,0	55,9	104,2	17,0	35,2	-3,2	6,9	29,6	0,5
Q3	47,9	-16,1	64,2	105,3	91,3	88,3	49,0	49,9	-12,1	4,5	18,4	-4,4
2018 Juni	11,6	-6,2	17,8	-11,2	-8,7	35,5	-20,8	13,7	-1,8	0,2	7,5	-10,0
Juli	26,6	-5,8	32,4	51,5	37,6	28,4	26,0	17,0	-5,9	0,5	15,1	-1,2
Aug.	14,5	-6,5	21,1	29,9	31,1	30,5	13,6	18,0	-0,3	-0,2	4,3	-5,5
Sept.	6,7	-3,7	10,7	23,8	22,5	29,4	9,4	14,9	-6,0	4,2	-1,0	2,3
Okt.	-9,9	-3,3	-6,6	26,6	21,6	20,7	5,3	15,4	4,7	-3,7	12,5	-7,6
Nov. ^(p)	-1,1	2,8	-11,6	26,6	29,6	32,4	21,7	17,6	-9,7	0,0	-5,9	2,9
Wachstumsraten												
2015	8,2	-1,9	12,7	0,7	0,6	0,7	-0,3	1,9	-2,7	-4,3	2,0	0,1
2016	12,4	-3,1	18,7	2,5	2,3	2,4	1,9	2,3	5,5	-8,9	6,1	0,5
2017	6,6	-4,0	10,2	2,8	2,6	2,9	1,9	3,2	2,5	-3,2	4,7	3,0
2017 Q4	6,6	-4,0	10,2	2,8	2,6	2,9	1,9	3,2	2,5	-3,2	4,7	3,0
2018 Q1	3,9	-3,9	6,4	2,6	2,6	3,0	2,3	3,0	1,9	-0,4	4,0	-0,1
Q2	4,0	-3,9	6,4	2,8	2,9	3,5	2,5	3,0	3,0	6,8	4,8	-1,3
Q3	3,1	-4,4	5,3	3,0	2,9	3,4	3,2	3,1	-0,4	11,6	5,9	-1,1
2018 Juni	4,0	-3,9	6,4	2,8	2,9	3,5	2,5	3,0	3,0	6,8	4,8	-1,3
Juli	3,8	-3,9	6,2	3,0	3,0	3,4	3,0	3,3	1,3	5,5	4,9	-1,1
Aug.	3,3	-4,4	5,6	3,0	3,0	3,4	3,1	3,2	0,8	4,6	6,1	-1,8
Sept.	3,1	-4,4	5,3	3,0	2,9	3,4	3,2	3,1	-0,4	11,6	5,9	-1,1
Okt.	2,7	-4,2	4,8	3,0	2,8	3,3	2,8	3,2	-0,5	7,3	7,2	-2,3
Nov. ^(p)	2,2	-3,8	3,8	2,8	2,7	3,3	2,9	3,2	-1,7	5,0	6,7	-2,6

Quelle: EZB.

1) Angaben für den Euroraum in seiner jeweiligen Zusammensetzung.

2) Bereinigt um Kreditverkäufe und -verbriefungen (mit der Folge einer Ausgliederung aus der MFI-Bilanzstatistik) sowie um Positionen im Zusammenhang mit durch MFIs erbrachten fiktiven Cash-Pooling-Dienstleistungen.

3) Im Einklang mit dem ESVG 2010 werden Holdinggesellschaften nichtfinanzieller Unternehmensgruppen seit Dezember 2014 nicht mehr dem Sektor der nichtfinanziellen Kapitalgesellschaften, sondern dem Sektor der finanziellen Kapitalgesellschaften zugerechnet. In der MFI-Bilanzstatistik werden sie unter den nichtmonetären finanziellen Kapitalgesellschaften ohne Versicherungsgesellschaften und Pensions-einrichtungen (VGPEs) ausgewiesen.

4) Einschließlich privater Organisationen ohne Erwerbszweck.

5 Geldmengen- und Kreditentwicklung

5.4 Kredite der MFIs an nichtfinanzielle Kapitalgesellschaften und private Haushalte im Euroraum¹⁾

(in Mrd € und Jahreswachstumsraten; saisonbereinigt; Bestände und Wachstumsraten am Ende des Berichtszeitraums; transaktionsbedingte Veränderungen im Berichtszeitraum)

	Nichtfinanzielle Kapitalgesellschaften ²⁾				Private Haushalte ³⁾					
	Insgesamt	Bereinigte Kredite ⁴⁾	Bis zu 1 Jahr	Mehr als 1 Jahr bis zu 5 Jahren	Mehr als 5 Jahre	Insgesamt	Konsumtenkredite	Wohnungsbaukredite	Sonstige Kredite	
	1					2				3
Bestände										
2015	4 287,1	4 266,9	1 051,8	760,7	2 474,6	5 309,7	5 643,5	595,3	3 949,1	765,3
2016	4 311,4	4 308,9	1 013,5	795,6	2 502,4	5 449,4	5 728,6	615,9	4 082,8	750,6
2017	4 326,4	4 364,4	987,7	820,3	2 518,5	5 599,1	5 865,6	654,4	4 216,5	728,1
2017 Q4	4 326,4	4 364,4	987,7	820,3	2 518,5	5 599,1	5 865,6	654,4	4 216,5	728,1
2018 Q1	4 343,7	4 381,1	997,8	820,6	2 525,4	5 633,0	5 904,6	663,6	4 243,6	725,8
Q2	4 358,0	4 424,9	986,0	828,0	2 544,0	5 659,7	5 940,5	670,1	4 272,9	716,7
Q3	4 396,9	4 464,4	1 000,2	836,9	2 559,9	5 701,3	5 978,6	678,3	4 310,4	712,7
2018 Juni	4 358,0	4 424,9	986,0	828,0	2 544,0	5 659,7	5 940,5	670,1	4 272,9	716,7
Juli	4 381,8	4 441,9	997,6	833,2	2 551,0	5 674,6	5 954,4	673,9	4 285,4	715,3
Aug.	4 394,3	4 453,8	1 001,0	835,0	2 558,4	5 693,2	5 972,2	677,6	4 300,2	715,4
Sept.	4 396,9	4 464,4	1 000,2	836,9	2 559,9	5 701,3	5 978,6	678,3	4 310,4	712,7
Okt.	4 404,0	4 469,6	985,5	844,1	2 574,4	5 716,0	5 996,4	681,6	4 323,6	710,8
Nov. ^(p)	4 419,7	4 484,4	989,3	849,9	2 580,6	5 731,4	6 010,2	685,1	4 335,3	711,0
Transaktionsbedingte Veränderungen										
2015	-11,4	24,1	-50,5	32,0	7,0	97,2	75,3	21,2	80,1	-4,1
2016	82,5	100,2	-14,5	43,0	54,0	121,1	113,8	24,1	105,3	-8,3
2017	83,0	132,9	-0,1	38,1	45,0	173,5	165,8	45,1	134,2	-5,8
2017 Q4	31,8	51,8	10,8	10,8	10,2	48,1	44,5	12,3	36,8	-1,0
2018 Q1	38,1	38,6	16,7	5,6	15,8	39,4	45,6	11,2	27,5	0,7
Q2	17,0	48,0	-12,2	10,2	19,0	35,2	44,8	10,6	29,1	-4,5
Q3	49,0	48,1	16,5	10,3	22,2	49,9	48,5	10,5	40,5	-1,1
2018 Juni	-20,8	13,3	-19,7	3,5	-4,5	13,7	16,2	2,6	13,9	-2,9
Juli	26,0	18,4	12,7	6,0	7,3	17,0	16,5	4,3	13,3	-0,7
Aug.	13,6	12,5	3,5	1,9	8,2	18,0	17,3	4,1	13,9	0,0
Sept.	9,4	17,2	0,3	2,4	6,7	14,9	14,8	2,1	13,3	-0,5
Okt.	5,3	3,4	-16,6	7,3	14,6	15,4	19,0	3,6	11,9	-0,1
Nov. ^(p)	21,7	22,2	5,4	7,3	9,0	17,6	17,7	3,8	13,0	0,8
Wachstumsraten										
2015	-0,3	0,6	-4,5	4,4	0,3	1,9	1,4	3,7	2,1	-0,5
2016	1,9	2,4	-1,4	5,7	2,2	2,3	2,0	4,1	2,7	-1,1
2017	1,9	3,1	0,0	4,8	1,8	3,2	2,9	7,3	3,3	-0,8
2017 Q4	1,9	3,1	0,0	4,8	1,8	3,2	2,9	7,3	3,3	-0,8
2018 Q1	2,3	3,3	2,6	4,5	1,4	3,0	2,9	7,2	3,0	-0,4
Q2	2,5	4,1	1,3	5,4	2,1	3,0	3,0	7,2	3,1	-1,1
Q3	3,2	4,3	3,3	4,6	2,7	3,1	3,2	6,9	3,2	-0,8
2018 Juni	2,5	4,1	1,3	5,4	2,1	3,0	3,0	7,2	3,1	-1,1
Juli	3,0	4,1	2,7	5,5	2,3	3,3	3,0	7,2	3,4	-0,8
Aug.	3,1	4,2	3,0	5,3	2,4	3,2	3,1	7,2	3,2	-0,8
Sept.	3,2	4,3	3,3	4,6	2,7	3,1	3,2	6,9	3,2	-0,8
Okt.	2,8	3,9	0,6	4,9	2,9	3,2	3,2	7,1	3,3	-0,7
Nov. ^(p)	2,9	4,0	1,2	5,1	2,9	3,2	3,3	6,7	3,3	-0,7

Quelle: EZB.

1) Angaben für den Euroraum in seiner jeweiligen Zusammensetzung.

2) Im Einklang mit dem ESVG 2010 werden Holdinggesellschaften nichtfinanzieller Unternehmensgruppen seit Dezember 2014 nicht mehr dem Sektor der nichtfinanziellen Kapitalgesellschaften, sondern dem Sektor der finanziellen Kapitalgesellschaften zugerechnet. In der MFI-Bilanzstatistik werden sie unter den nichtmonetären finanziellen Kapitalgesellschaften ohne Versicherungsgesellschaften und Pensionseinrichtungen (VGPEs) ausgewiesen.

3) Einschließlich privater Organisationen ohne Erwerbszweck.

4) Bereinigt um Kreditverkäufe und -verbriefungen (mit der Folge einer Ausgliederung aus der MFI-Bilanzstatistik) sowie um Positionen im Zusammenhang mit durch MFIs erbrachten fiktiven Cash-Pooling-Dienstleistungen.

5 Geldmengen- und Kreditentwicklung

5.5 Gegenposten zu M3 (ohne Kredite an Nicht-MFIs im Euroraum)¹⁾

(in Mrd € und Jahreswachstumsraten; soweit nicht anders angegeben, saisonbereinigt; Bestände und Wachstumsraten am Ende des Berichtszeitraums; transaktionsbedingte Veränderungen im Berichtszeitraum)

	Verbindlichkeiten der MFIs						Forderungen der MFIs			
	Von Zentralstaaten gehaltene Bestände ²⁾	Längerfristige finanzielle Verbindlichkeiten gegenüber anderen Nicht-MFIs im Euroraum					Nettoforderungen an Ansässige außerhalb des Euroraums	Sonstige		
		Zusammen	Einlagen mit vereinbarter Laufzeit von mehr als 2 Jahren	Einlagen mit vereinbarter Kündigungsfrist von mehr als 3 Monaten	Schuldverschreibungen mit einer Laufzeit von mehr als 2 Jahren	Kapital und Rücklagen		Zusammen		
								Repogeschäfte mit zentralen Kontrahenten ³⁾	Reverse-Repogeschäfte mit zentralen Kontrahenten ³⁾	
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
Bestände										
2015	282,8	6 999,4	2 119,6	79,5	2 255,5	2 544,9	1 349,2	281,7	205,9	135,6
2016	307,7	6 955,7	2 089,3	70,9	2 145,9	2 649,7	1 128,7	253,2	205,9	121,6
2017	343,4	6 768,5	1 968,3	59,7	2 014,1	2 726,3	935,5	299,1	143,5	92,5
2017 Q4	343,4	6 768,5	1 968,3	59,7	2 014,1	2 726,3	935,5	299,1	143,5	92,5
2018 Q1	340,8	6 745,7	1 952,7	59,4	2 015,0	2 718,5	903,7	316,7	135,9	86,2
Q2	330,4	6 708,9	1 950,6	58,4	2 025,9	2 674,0	858,9	422,7	174,1	183,8
Q3	403,4	6 693,5	1 934,7	56,9	2 048,5	2 653,4	882,1	424,7	177,3	183,0
2018 Juni	330,4	6 708,9	1 950,6	58,4	2 025,9	2 674,0	858,9	422,7	174,1	183,8
Juli	354,8	6 695,1	1 951,4	57,7	2 018,6	2 667,3	844,7	383,5	184,1	192,4
Aug.	391,6	6 676,5	1 942,9	57,3	2 016,2	2 660,2	847,6	411,1	181,4	189,0
Sept.	403,4	6 693,5	1 934,7	56,9	2 048,5	2 653,4	882,1	424,7	177,3	183,0
Okt.	398,2	6 789,0	1 936,3	56,6	2 104,5	2 691,6	995,2	460,6	167,1	174,3
Nov. ^(p)	390,4	6 781,6	1 929,1	55,7	2 098,3	2 698,5	1 034,2	418,0	196,1	204,1
Transaktionsbedingte Veränderungen										
2015	6,2	-216,0	-106,3	-13,5	-210,7	114,5	-88,6	-13,1	21,4	-4,0
2016	22,0	-122,9	-71,3	-8,6	-118,7	75,8	-278,2	-90,1	12,8	-12,0
2017	39,4	-76,8	-83,6	-6,6	-71,8	85,2	-92,6	-67,3	-60,9	-27,6
2017 Q4	-11,8	-29,6	-17,5	-1,8	-12,9	2,6	-60,6	-60,4	3,2	7,9
2018 Q1	-2,7	8,4	-15,2	-1,4	9,5	15,5	53,2	-51,0	-7,6	-6,3
Q2	-10,4	-12,8	-5,3	-1,1	-15,0	8,6	-62,7	86,2	16,4	19,4
Q3	76,4	29,6	-16,0	-1,5	18,9	28,3	39,6	-11,2	3,2	-0,8
2018 Juni	-5,7	-7,3	-0,4	-0,4	-3,6	-3,0	20,4	41,9	-3,2	-2,8
Juli	24,3	8,5	1,4	-0,7	-3,4	11,2	0,2	-40,9	10,0	8,6
Aug.	36,7	-6,6	-9,0	-0,4	-5,8	8,6	-5,8	19,1	-2,6	-3,5
Sept.	15,4	27,7	-8,4	-0,5	28,1	8,5	45,3	10,7	-4,1	-6,0
Okt.	-5,5	8,0	0,1	-0,3	4,6	3,6	20,9	25,9	-10,2	-8,7
Nov. ^(p)	-8,0	-1,8	-6,8	-0,9	-2,8	8,7	41,0	-38,1	29,0	29,7
Wachstumsraten										
2015	2,5	-3,0	-4,8	-14,5	-8,6	4,6	-	-	11,6	-2,9
2016	7,8	-1,7	-3,4	-10,9	-5,3	2,9	-	-	6,3	-9,0
2017	12,7	-1,1	-4,0	-9,7	-3,4	3,3	-	-	-29,7	-22,7
2017 Q4	12,7	-1,1	-4,0	-9,7	-3,4	3,3	-	-	-29,7	-22,7
2018 Q1	12,0	-0,8	-4,0	-9,8	-1,5	2,6	-	-	-25,6	-22,2
Q2	6,7	-1,0	-3,2	-10,8	-2,5	2,2	-	-	-3,6	-18,0
Q3	14,5	-0,1	-2,7	-9,3	0,0	2,1	-	-	7,7	4,9
2018 Juni	6,7	-1,0	-3,2	-10,8	-2,5	2,2	-	-	-3,6	-18,0
Juli	10,3	-0,7	-2,5	-10,4	-2,7	2,5	-	-	22,7	23,3
Aug.	16,4	-0,8	-2,7	-9,9	-2,6	2,2	-	-	24,6	34,2
Sept.	14,5	-0,1	-2,7	-9,3	0,0	2,1	-	-	7,7	4,9
Okt.	18,3	0,4	-1,7	-8,8	0,6	2,0	-	-	-9,9	-22,0
Nov. ^(p)	24,9	0,4	-2,1	-9,2	0,8	2,2	-	-	-0,1	-24,7

Quelle: EZB.

1) Angaben für den Euroraum in seiner jeweiligen Zusammensetzung.

2) Einschließlich Einlagen der Zentralstaaten beim MFI-Sektor sowie von Zentralstaaten gehaltener Wertpapiere des MFI-Sektors.

3) Nicht saisonbereinigt.

6 Entwicklung der öffentlichen Finanzen

6.1 Finanzierungssaldo

(in % des BIP; Ströme während Einjahreszeitraums)

	Finanzierungssaldo					Nachrichtlich: Primärsaldo
	Insgesamt	Zentralstaat	Länder	Gemeinden	Sozialversicherung	
	1	2	3	4	5	6
2014	-2,5	-2,1	-0,2	0,0	-0,1	0,1
2015	-2,0	-1,9	-0,2	0,1	-0,1	0,3
2016	-1,6	-1,7	-0,1	0,2	0,0	0,6
2017	-1,0	-1,3	0,0	0,2	0,1	1,0
2017 Q4	-1,0	1,0
2018 Q1	-0,8	1,2
Q2	-0,5	1,4
Q3	-0,4	1,5

Quellen: EZB (Jahreswerte) und Eurostat (Quartalswerte).

6.2 Einnahmen und Ausgaben

(in % des BIP; Ströme während Einjahreszeitraums)

	Einnahmen						Ausgaben						Vermögens- wirksame Ausgaben
	Insgesamt	Laufende Einnahmen			Ver- mögens- wirksame Einnahmen	Insgesamt	Laufende Ausgaben				Vermögens- wirksame Ausgaben		
		Direkte Steuern	Indirekte Steuern	Nettosozial- beiträge			Arbeitnehmer- entgelt	Vorleistungen	Zins- ausgaben	Sozial- ausgaben			
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
2014	46,7	46,2	12,5	13,1	15,4	0,5	49,1	45,2	10,2	5,3	2,6	23,0	3,9
2015	46,2	45,7	12,5	13,0	15,2	0,5	48,3	44,4	10,0	5,2	2,3	22,7	3,9
2016	46,0	45,5	12,6	12,9	15,2	0,5	47,5	44,0	9,9	5,2	2,1	22,7	3,6
2017	46,1	45,7	12,8	12,9	15,2	0,4	47,0	43,3	9,8	5,1	2,0	22,5	3,8
2017 Q4	46,1	45,7	12,8	12,9	15,2	0,4	47,0	43,3	9,8	5,1	2,0	22,5	3,8
2018 Q1	46,1	45,7	12,9	12,9	15,2	0,4	46,9	43,1	9,8	5,1	1,9	22,4	3,7
Q2	46,1	45,7	12,9	12,9	15,2	0,4	46,6	43,0	9,8	5,1	1,9	22,3	3,7
Q3	46,2	45,8	12,9	12,9	15,2	0,4	46,6	43,0	9,8	5,1	1,9	22,3	3,6

Quellen: EZB (Jahreswerte) und Eurostat (Quartalswerte).

6.3 Verschuldung

(in % des BIP; Bestände am Ende des Berichtszeitraums)

	Insgesamt	Schuldart			Gläubiger			Ursprungslaufzeit		Restlaufzeit			Währung	
		Bargeld und Einlagen	Kredite	Schuld- verschrei- bungen	Gebietsansässige MFIs	Gebiets- fremde	Bis zu 1 Jahr	Mehr als 1 Jahr	Bis zu 1 Jahr	Mehr als 1 Jahr bis zu 5 Jahren	Mehr als 5 Jahre	Euro oder Euro- Vorgänger- währungen	Andere Währungen	
														1
2014	91,8	2,7	17,1	71,9	43,9	25,8	47,9	9,8	82,0	18,8	31,8	41,1	89,7	2,1
2015	89,9	2,8	16,2	70,9	44,1	27,3	45,7	9,1	80,8	17,5	31,2	41,2	87,8	2,1
2016	89,1	2,7	15,4	71,0	46,6	30,5	42,5	8,8	80,3	17,1	29,9	42,1	87,0	2,1
2017	86,8	2,6	14,2	70,0	47,3	31,9	39,5	8,0	78,8	15,9	28,8	42,2	85,0	1,8
2017 Q4	86,8	2,6	14,2	70,0
2018 Q1	86,9	2,6	14,0	70,3
Q2	86,3	2,6	13,7	70,0
Q3	86,1	2,6	13,5	70,0

Quellen: EZB (Jahreswerte) und Eurostat (Quartalswerte).

6 Entwicklung der öffentlichen Finanzen

6.4 Jährliche Veränderung der Schuldenquote und Bestimmungsfaktoren¹⁾

(in % des BIP; Ströme während Einjahreszeitraums)

	Veränderung der Schuldenquote ²⁾	Primär-saldo	Deficit-Debt-Adjustments									Zins-Wachstums-Differenzial	Nachrichtlich: Nettoneuverschuldung
			Insgesamt	Transaktionen in den wichtigsten Finanzaktiva					Neubewertungseffekte und sonstige Volumensänderungen	Sonstige			
				Zusammen	Bargeld und Einlagen	Kredite	Schuldverschreibungen	Anteilsrechte und Anteile an Investmentfonds					
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12		
2014	0,2	-0,1	-0,2	-0,4	0,2	-0,4	-0,3	0,0	0,1	0,2	0,5	2,3	
2015	-1,9	-0,3	-0,8	-0,5	0,2	-0,3	-0,3	-0,1	0,0	-0,4	-0,8	1,2	
2016	-0,8	-0,6	0,1	0,2	0,3	-0,1	0,0	0,1	0,0	-0,1	-0,3	1,6	
2017	-2,2	-1,0	-0,2	0,3	0,5	0,0	-0,2	0,1	-0,1	-0,3	-1,0	0,9	
2017 Q4	-2,2	-1,0	-0,2	0,4	0,5	0,0	-0,2	0,1	-0,1	-0,4	-1,0	0,9	
2018 Q1	-2,4	-1,2	-0,1	0,5	0,5	0,0	-0,1	0,1	-0,1	-0,4	-1,1	0,8	
Q2	-2,9	-1,4	-0,2	0,3	0,2	-0,1	-0,1	0,2	-0,1	-0,3	-1,3	0,5	
Q3	-2,1	-1,5	0,5	0,8	0,6	0,0	0,0	0,2	-0,1	-0,2	-1,1	1,0	

Quellen: EZB (Jahreswerte) und Eurostat (Quartalswerte).

1) Die zwischenstaatliche Kreditgewährung im Zuge der Finanzkrise ist konsolidiert (Ausnahme: Quartalswerte zu den Deficit-Debt-Adjustments).

2) Differenz zwischen der Schuldenquote am Ende des Berichtszeitraums und dem Stand zwölf Monate zuvor.

6.5 Staatliche Schuldverschreibungen¹⁾

(Schuldendienst in % des BIP; Ströme während der Schuldendienstperiode; nominale Durchschnittsrenditen in % p. a.)

	Schuldendienst - Fälligkeit bis zu 1 Jahr ²⁾					Durchschnittliche Restlaufzeit in Jahren ³⁾	Nominale Durchschnittsrenditen ⁴⁾						
	Insgesamt	Tilgung		Zinsausgaben			Bestände				Transaktionen		
		Laufzeit von bis zu 3 Monaten		Insgesamt	Variable Verzinsung	Nullkupon	Feste Verzinsung	Emission	Tilgung				
													Laufzeit von bis zu 1 Jahr
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	
2015	14,6	12,8	4,3	1,9	0,5	6,6	2,9	1,4	0,1	3,3	3,0	0,4	1,2
2016	14,1	12,4	4,6	1,7	0,4	6,9	2,6	1,2	-0,1	3,0	2,9	0,2	1,2
2017	12,9	11,2	4,2	1,7	0,4	7,1	2,4	1,1	-0,2	2,8	2,3	0,3	1,1
2017 Q3	13,0	11,3	3,7	1,7	0,4	7,1	2,5	1,1	-0,2	2,9	2,5	0,2	1,1
Q4	12,9	11,2	4,2	1,7	0,4	7,1	2,4	1,1	-0,2	2,8	2,3	0,3	1,1
2018 Q1	12,9	11,3	4,2	1,6	0,4	7,2	2,4	1,1	-0,2	2,8	2,5	0,4	1,1
Q2	12,8	11,2	3,6	1,6	0,4	7,3	2,4	1,1	-0,2	2,8	2,5	0,4	0,9
2018 Juli	12,8	11,3	3,7	1,6	0,4	7,3	2,3	1,1	-0,2	2,7	2,4	0,4	1,0
Aug.	12,8	11,2	3,8	1,6	0,4	7,2	2,3	1,1	-0,2	2,7	2,5	0,4	1,0
Sept.	13,1	11,5	3,8	1,6	0,4	7,3	2,3	1,1	-0,1	2,7	2,6	0,4	0,9
Okt.	13,3	11,8	3,6	1,6	0,4	7,3	2,3	1,1	-0,1	2,7	2,5	0,4	1,0
Nov.	13,5	11,9	3,7	1,6	0,4	7,3	2,3	1,1	-0,1	2,7	2,5	0,5	1,0
Dez.	13,0	11,5	3,9	1,5	0,4	7,3	2,3	1,1	-0,1	2,7	2,5	0,4	0,9

Quelle: EZB.

1) Nennwertangaben ohne Konsolidierung zwischen den Teilsektoren des Staates.

2) Ohne Berücksichtigung künftiger Zahlungen für noch nicht ausstehende Schuldverschreibungen und vorzeitiger Tilgungen.

3) Restlaufzeit am Ende des Berichtszeitraums.

4) Bestände am Ende des Berichtszeitraums; Transaktionen als Durchschnittswert der Zwölfmonatszeiträume.

6 Entwicklung der öffentlichen Finanzen

6.6 Entwicklung der öffentlichen Finanzen in den Ländern des Euroraums

(in % des BIP; Ströme während Einjahreszeitraums; Bestände am Ende des Berichtszeitraums)

	Belgien 1	Deutschland 2	Estland 3	Irland 4	Griechenland 5	Spanien 6	Frankreich 7	Italien 8	Zypern 9
Finanzierungssaldo									
2014	-3,1	0,6	0,7	-3,6	-3,6	-6,0	-3,9	-3,0	-9,0
2015	-2,5	0,8	0,1	-1,9	-5,6	-5,3	-3,6	-2,6	-1,3
2016	-2,4	0,9	-0,3	-0,5	0,5	-4,5	-3,5	-2,5	0,3
2017	-0,9	1,0	-0,4	-0,2	0,8	-3,1	-2,7	-2,4	1,8
2017 Q4	-0,9	1,0	-0,4	-0,2	0,8	-3,1	-2,7	-2,4	1,8
2018 Q1	-0,9	1,3	-0,6	-0,3	1,1	-2,9	-2,7	-2,2	2,5
Q2	-0,3	1,9	-0,2	-0,3	0,9	-2,7	-2,8	-1,9	3,0
Q3	-0,1	1,9	0,0	-0,1	0,8	-2,7	-2,7	-1,8	-4,0
Verschuldung									
2014	107,6	74,5	10,5	104,1	178,9	100,4	94,9	131,8	108,0
2015	106,5	70,8	9,9	76,8	175,9	99,3	95,6	131,6	108,0
2016	106,1	67,9	9,2	73,4	178,5	99,0	98,2	131,4	105,5
2017	103,4	63,9	8,7	68,4	176,1	98,1	98,5	131,2	96,1
2017 Q4	103,4	63,9	8,7	68,4	176,1	98,1	98,5	131,2	96,1
2018 Q1	106,4	62,7	8,5	69,3	177,9	98,7	99,4	132,8	93,4
Q2	105,9	61,5	8,3	69,2	177,4	98,1	99,1	133,1	104,0
Q3	105,4	61,0	8,0	68,8	182,2	98,3	99,5	133,0	110,9

	Lettland 10	Litauen 11	Luxemburg 12	Malta 13	Niederlande 14	Österreich 15	Portugal 16	Slowenien 17	Slowakei 18	Finnland 19
Finanzierungssaldo										
2014	-1,5	-0,6	1,3	-1,7	-2,2	-2,7	-7,2	-5,5	-2,7	-3,2
2015	-1,4	-0,3	1,3	-1,0	-2,0	-1,0	-4,4	-2,8	-2,6	-2,8
2016	0,1	0,3	1,6	0,9	0,0	-1,6	-2,0	-1,9	-2,2	-1,7
2017	-0,6	0,5	1,4	3,5	1,2	-0,8	-3,0	0,1	-0,8	-0,7
2017 Q4	-0,6	0,5	1,4	3,5	1,2	-0,8	-3,0	0,1	-0,8	-0,7
2018 Q1	0,0	0,4	1,4	3,1	1,6	-0,6	-0,7	0,5	-0,7	-0,7
Q2	0,3	0,7	1,5	3,9	1,9	0,2	-1,0	0,6	-0,7	-0,9
Q3	0,0	0,6	1,9	3,6	2,1	0,1	0,0	0,7	-0,7	-0,8
Verschuldung										
2014	40,9	40,5	22,7	63,7	67,9	84,0	130,6	80,4	53,5	60,2
2015	36,8	42,6	22,2	58,6	64,6	84,8	128,8	82,6	52,2	63,6
2016	40,3	39,9	20,7	56,3	61,9	83,0	129,2	78,7	51,8	63,0
2017	40,0	39,4	23,0	50,9	57,0	78,3	124,8	74,1	50,9	61,3
2017 Q4	40,0	39,4	23,0	50,2	57,0	78,3	124,8	74,1	50,9	61,3
2018 Q1	35,5	36,0	22,2	49,8	55,1	77,2	125,4	75,5	50,9	59,9
Q2	36,9	35,0	22,0	49,0	54,0	76,5	125,0	72,7	51,9	59,6
Q3	37,1	35,0	21,7	45,9	52,9	75,6	125,0	71,0	51,5	58,8

Quelle: Eurostat.

© Europäische Zentralbank, 2019

Postanschrift 60640 Frankfurt am Main, Deutschland
Telefon +49 69 1344 0
Internet www.ecb.europa.eu

Für die Erstellung des Wirtschaftsberichts ist das Direktorium der EZB verantwortlich. Die Übersetzungen werden von den nationalen Zentralbanken angefertigt und veröffentlicht. Für die deutsche Fassung ist die Deutsche Bundesbank verantwortlich. In Zweifelsfällen gilt der englische Originaltext.

Alle Rechte vorbehalten. Die Anfertigung von Kopien für Ausbildungszwecke und nichtkommerzielle Zwecke ist mit Quellenangabe gestattet.

Redaktionsschluss für die in dieser Ausgabe enthaltenen Daten war am 23. Januar 2019.

ISSN 2363-3409 (Online-Version)
EU-Katalognummer QB-BP-19-001-DE-N (Online-Version)