

Eine Flash-Schätzung für die privaten Konsumausgaben in Deutschland

36

Robert Lehmann, Wolfgang Nierhaus und Magnus Reif

Die privaten Konsumausgaben sind mit durchschnittlich 56% die gewichtigste Verwendungskomponente des Bruttoinlandsprodukts. Daher kommt ihnen eine große Bedeutung bei jeder Konjunkturprognose zu. Der Artikel untersucht die Prognosegüte einer Vielzahl von Indikatoren, die in der kurzen Frist für die Prognosen des privaten Konsums herangezogen werden können. Es zeigt sich, dass besonders Umfrageergebnisse und Indikatoren aus der amtlichen Preisstatistik die höchste Treffsicherheit für das laufende und folgende Quartal aufweisen. Eine ebenfalls sehr gute Prognose liefert der vom ifo Institut entwickelte Kombinationsansatz. Auf Basis dieses Kombinationsansatzes dürfte die Zuwachsrates des realen privaten Konsums im dritten und vierten Vierteljahr 2016 bei jeweils 0,4% liegen.

Der reale private Konsum ist in Deutschland die gewichtigste Komponente des realen Bruttoinlandsprodukts (BIP). Im Jahr 2015 beliefen sich die realen Konsumausgaben, in Vorjahrespreisen gemessen, auf 1 627 Mrd. Euro, das reale BIP auf 2 974 Mrd. Euro. Somit wirken sich »Fehlprognosen« beim privaten Konsum in hohem Maße auf die Güte der Vorhersage des BIP aus. Jedoch weisen die Veränderungsrate der privaten Konsumausgaben geringere Schwankungen auf als jene der übrigen gesamtwirtschaftlichen Verwendungsaggregate. Aufgrund dieser Persistenz dürfte die Prognose des privaten Konsums, relativ gesehen, deutlich treffsicherer sein als eine Vorhersage des BIP. Der vorliegende Aufsatz präsentiert die Güte von Prognosen des privaten Konsums für das laufende und das jeweils folgende Quartal (Flash-Schätzung), wobei wir auf den im ifo Institut entwickelten IFOCAST-Ansatz zur Prognose des vierteljährlichen realen BIP auf der Basis einer Vielzahl von Indikatoren zurückgreifen (vgl. Carstensen et al. 2009). Zudem wird auf die Treffsicherheit der jeweils besten Einzelindikatoren eingegangen. Damit wird zugleich das Schwerpunktthema der jüngsten Gemeinschaftsdiagnose (GD) zum privaten Konsum ergänzt und vertieft (vgl. Projektgruppe Gemeinschaftsdiagnose 2016, S. 49 ff.). Der Artikel schließt mit Prognosen des realen privaten Konsums für das dritte und vierte Quartal 2016.

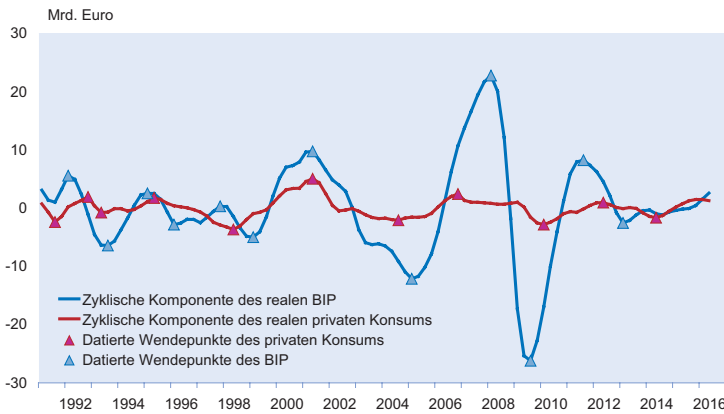
Die privaten Konsumausgaben in den VGR

Zum privaten Konsum (in der Gliederung nach dem Verwendungszweck) zählen

in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (VGR) die Ausgaben der privaten Haushalte für Lebensmittel, Getränke und Tabakwaren, für Bekleidung und Schuhe, für Wohnungsnutzung und Haushaltsenergie, für Einrichtungsgegenstände, für Verkehr und Nachrichtenübermittlung, für Bildung, Unterhaltung und Freizeit, für Beherbergungs- und Gaststättendienstleistungen sowie für die persönliche Ausstattung. Nicht dazugehören Ausgaben im Rahmen der Vermögensbildung, wie Käufe von Grundstücken und Gebäuden, von Wertpapieren und auch die Tilgung bzw. Verzinsung von Krediten. Das gleiche gilt für Ausgaben privater Haushalte für Übertragungen (Steuern, Gebühren, Beiträge an die Sozialversicherung oder Spenden). Hinzugerechnet werden zum privaten Konsum jedoch unterstellte Käufe wie z.B. Mieten für selbstgenutzte Eigentumswohnungen (vgl. Brümmerhoff und Lützel 1994, S. 281 ff.).

Das Statistische Bundesamt ermittelt den privaten Konsum in der Quartalsrechnung vorrangig über die Käufe der privaten Haushalte im Inland bei den einzelnen Lieferbereichen (z.B. beim Handel, beim Gastgewerbe, beim Handwerk, beim Baugewerbe etc.). Um zum privaten Konsum nach dem Inländerkonzept zu gelangen, muss hiervon der Verbrauch von Gebietsfremden im Inland abgesetzt und der Konsum von inländischen privaten Haushalten im Ausland hinzugerechnet werden. Der private Konsum umfasst außer den Käufen der inländischen privaten Haushalte schließlich auch die Konsumausgaben der privaten Organisationen ohne Erwerbszweck (vgl. Statistisches Bundesamt 2007a, S. 233 ff.).

Abb. 1
Konjunkturelle Entwicklung von privatem Konsum und Bruttoinlandsprodukt



Quelle: Statistisches Bundesamt; Berechnungen des ifo Instituts.

Zyklische Eigenschaften der privaten Konsumausgaben

In den vergangenen 15 Jahren lag in Deutschland der Anteil des nominalen privaten Konsums am BIP im Schnitt bei 56%; Schwankungen des realen Konsums setzen sich somit in etwa hälftig in Schwankungen des realen BIP um. Die zyklische Komponente des vierteljährlichen saisonbereinigten realen privaten Konsums korreliert recht gut mit der zyklischen Komponente des realen BIP (vgl. Abb. 1). Über alle Datenpunkte (von 1991 an bis heute gerechnet) ergibt sich der engste statistische Zusammenhang bei einem Nachlauf des privaten Konsums gegenüber dem BIP von einem Quartal; hier beträgt der Korrelationskoeffizient 0,56. Zur Trendextraktion wurde der Hodrick-Prescott-Filter mit dem für Quartalsdaten üblichen Parameterwert $\lambda = 1600$ eingesetzt. Die verbliebenen Irregularitäten wurden durch eine zusätzliche HP-Filterung mit $\lambda = 1$ ausgeschaltet.¹

Abbildung 1 zeigt die nach dem Bry-Boschan (BB)-Verfahren ermittelten Wendepunkte des gefilterten vierteljährlichen privaten Konsums bzw. des gefilterten realen BIP. Der am

¹ Der HP-Filter wird damit als Bandpass-Filter eingesetzt (vgl. Artis et al. 2004).

amerikanischen National Bureau of Economic Research (NBER) entwickelte Algorithmus liefert nach einer sequentiellen Entscheidungsregel eine komplette Datierung konjunktureller Hoch- und Tiefpunkte (vgl. Bry und Boschan 1971). Nach dem BB-Verfahren gibt es im Zeitraum 1991 bis 2016 in Deutschland insgesamt fünf Expansionsphasen des privaten Konsums, gemessen an der Zeitspanne vom unteren Wendepunkt bis zum darauf folgenden oberen Wendepunkt (vgl. Tab. 1). Eine Expansionsphase des privaten Konsums (Spanne von einem unteren Wendepunkt bis zum oberen) beträgt durchschnittlich 8,6 Quartale, eine Kontraktionsphase (Spanne vom oberen Wendepunkt zum darauf folgenden unteren)

9,6 Quartale. Die Dauer eines Konsumzyklus, gemessen an der durchschnittlichen Zeitspanne zwischen zwei aufeinander folgenden oberen Wendepunkten, beträgt 19,5 Quartale; gemessen an zwei konsekutiven unteren Wendepunkten, 18,2 Quartale. Im Vergleich dazu sind die BIP-Zyklen im gleichen Zeitraum kürzer: Eine Expansionsphase beträgt durchschnittlich 8,4 Quartale, eine Kontraktionsphase 7,0 Quartale. Die Zeitspanne zwischen zwei aufeinander folgenden oberen/unteren Wendepunkten beträgt im Durchschnitt jeweils 15,6 Quartale. Hierbei ist allerdings zu berücksichtigen, dass die Zeitreihe des gefilterten BIP im Vergleich zum gefilterten privaten Konsum im Untersuchungszeitraum einen Extrazyklus enthält, was die durchschnittliche Länge der Zyklen verkürzt.

Die zyklischen Wendepunkte beider Reihen sind im Allgemeinen nicht koinzident, allerdings ist auch ein systematischer Vor- bzw. Nachlauf nicht erkennbar. Dies liegt schon allein daran, dass der private Konsum stärker als andere Verwendungsaggregate über die Einkommens- bzw. Verbraucherpreisentwicklung von allfälligen expansiven/restruktiven wirtschaftspolitischen Maßnahmen (z.B. von der Erhöhung bzw. Senkung von Einkommen- und Verbrauchsteuern, Sozialtransfers und Abgaben) betroffen ist. Dies kann im Vergleich zum BIP zu unterschiedlichen konjunkturellen

Tab. 1
Wendepunkte von privatem Konsum und Bruttoinlandsprodukt^a

Untere Wendepunkte ^{b)} des privaten Konsums	Untere Wendepunkte ^{c)} des BIP	Obere Wendepunkte ^{b)} des privaten Konsums	Obere Wendepunkte ^{c)} des BIP
Q3/1991	–	Q4/1992	Q1/1992
Q2/1993	Q3/1993	Q2/1995	Q1/1995
–	Q1/1996	–	Q4/1997
Q2/1998	Q1/1999	Q2/2001	Q2/2001
Q3/2004	Q1/2005	Q4/2006	Q1/2008
Q1/2010	Q3/2009	Q2/2012	Q3/2011
Q2/2014	Q1/2013	–	–

^{a)} Zyklische Komponente des preis-, saison- und kalenderbereinigten privaten Konsums bzw. des Bruttoinlandsprodukts. – ^{b)} Wendepunkte der zyklischen Komponente des privaten Konsums. – ^{c)} Wendepunkte der zyklischen Komponente des Bruttoinlandsprodukts. – Die Datierung der Wendepunkte erfolgte nach dem Bry-Boschan-Verfahren.

Quelle: Statistisches Bundesamt; Berechnungen des ifo Instituts.

Entwicklungen bis hin zu zeitlich versetzten konjunkturellen Umkehrpunkten führen, weil im Gesamttaggregat Schwankungen von Teilaggregaten naturgemäß ausgeglichen oder sogar überkompensiert werden können. So erreichte die zyklische Komponente des privaten Konsums im vierten Quartal 2006 bereits recht frühzeitig einen oberen Wendepunkt, die zyklische Komponente des BIP jedoch erst im ersten Quartal 2008: Die privaten Haushalte hatten in das zweite Halbjahr 2006 in großem Umfang Käufe von langlebigen Konsumgütern vorgezogen, um Mehrbelastungen durch die Anfang 2007 wirksam werdende Anhebung der Mehrwertsteuer (um 3 Prozentpunkte) zu entgehen. Folgerichtig kam es nach dieser kräftigen Mehrwertsteuererhöhung zu einem deutlichen Abflauen der Konsumkonjunktur, die aber in ihrer konjunkturellen Wirkung auf das reale BIP von der positiven Entwicklung anderer Verwendungsaggregate (und hier insbesondere vom Lageraufbau) überkompensiert wurde. Koinzident ist demgegenüber der obere Wendepunkt im zweiten Quartal 2001: Die starke Abschwächung der Weltkonjunktur im Gefolge der Terroranschläge vom 11. September in den USA hat sich zeitgleich dämpfend auf die zyklische Entwicklung beider makroökonomischen Aggregate ausgewirkt.

Schließlich zeigt sich bereits optisch, dass die zyklische Komponente des privaten Konsums weniger volatil als die des Bruttoinlandsprodukts ist (vgl. Abb. 1): So beträgt beim privaten Konsum die durchschnittliche Amplitude, vom unteren zum oberen Wendepunkt eines Zyklus gemessen, im Untersuchungszeitraum 4,8 Mrd. Euro, beim BIP hingegen 19,2 Mrd. Euro, was exakt dem vierfachen Wert entspricht. Ähnliches gilt, wenn man auf die durchschnittliche Amplitude zwischen oberen und unteren Wendepunkten fokussiert (privater Konsum: 4,6 Mrd. Euro, BIP: 17,4 Mrd. Euro). Maßgeblich für die vergleichsweise geringere Volatilität ist zum einen, dass der private Konsum zum überwiegenden Teil Ausgaben für Dienstleistungen wie etwa die Aufwendungen für die Wohnungsnutzung, für Bildung sowie für Versicherungs- und Finanzdienstleistungen enthält, die relativ konstant über den Konjunkturzyklus bleiben. Zum anderen werden zyklisch bedingte Schwankungen in den realen Haushaltseinkommen oftmals von entsprechend gegenläufigen Bewegungen der Sparquote abgefedert.

Datensatz für die Prognose des privaten Konsums

In der aktuellen vierteljährlichen VGR liegen Ergebnisse für den realen privaten Konsum für den Zeitraum vom ersten Quartal 1991 bis zum zweiten Quartal 2016 vor. Von besonderem Interesse für unser Prognoseexperiment sind die Kettenindizes (2010 = 100), die mit dem CENSUS-Verfahren X-12-ARIMA saison- und kalenderbereinigt sind. Üblicherweise werden in Konjunkturprognosen Schätzungen für die laufende Rate, also für die Veränderung eines Aggregates

im Vergleich zum Vorquartal, abgegeben. Aus diesem Grund erfolgt auch für diesen Artikel eine Transformation der Kettenindizes für den realen privaten Konsum in Vorquartalsraten.

Für die Prognose des realen privaten Konsums steht eine Vielzahl potenzieller Indikatoren zur Verfügung. Wir orientieren uns dabei zunächst am Indikatorensatz, den die aktuelle Gemeinschaftsdiagnose zugrunde gelegt hat (vgl. Projektgruppe Gemeinschaftsdiagnose 2016, Kasten 6.1, S. 49 ff.). Jedoch werden im Folgenden einige Variablen nicht mehr in Betracht gezogen, bei gleichzeitiger Ergänzung um wichtige, dort noch nicht berücksichtigte Indikatoren.

Die potenziellen Erklärungsgrößen für die privaten Konsumausgaben unterscheiden wir grundsätzlich in harte und weiche Indikatoren. Während die harten Indikatoren größtenteils auf theoretischen Überlegungen beruhen (z.B. die Entwicklung der verfügbaren Einkommen der privaten Haushalte), resultieren die weichen Indikatoren zumeist aus Befragungsdaten. Insgesamt beruht das Prognoseexperiment auf 67 Indikatoren. Um die Indikatoren weiter zu systematisieren, unterteilen wir die Variablen in die folgenden sechs Kategorien:

- **Preise (5):** Unter diese Kategorie fällt der Verbraucherpreisindex (insgesamt, ohne Energie, Energie), der Importpreisindex sowie der Ölpreis.
- **Einkommen (4):** Zu den Einkommensvariablen zählen die Nettolöhne und -gehälter, die empfangenen monetären Sozialleistungen, die verfügbaren Einkommen sowie das Sparen.
- **Verwendungskomponenten des BIP (4):** In dieser Kategorie sind die Wohnungsbauinvestitionen und Importe (insgesamt, Waren- sowie Dienstleistungsimporte) subsummiert.
- **Arbeitsmarkt (3):** Diese Kategorie umfasst die Entwicklung der Zahl der Arbeitnehmer, Erwerbstätigen und Arbeitslosen.
- **Fachstatistiken (5):** Zu dieser Kategorie zählen die Indikatoren aus den konsumrelevanten Fachstatistiken des Statistischen Bundesamtes (Umsätze im Einzelhandel, Großhandel, Gastgewerbe und dem Kfz-Handel) sowie die Kfz-Neuzulassungen des Kraftfahrt-Bundesamtes.
- **Befragungsdaten (46):** Hier enthalten sind Umfragen unter Experten (World Economic Survey des ifo Instituts), bei Unternehmen (ifo Konjunkturtest im Einzel- und Großhandel) und bei Konsumenten (Consumer Survey der Europäischen Kommission und die Befragung der Gesellschaft für Konsumforschung).

Mehr als drei Viertel aller Indikatoren liegen in monatlicher Frequenz vor und müssen daher, aufgrund der quartalsmäßigen amtlichen Quantifizierung der privaten Konsumausgaben, zunächst in Dreimonatssummen oder Dreimonatsdurchschnitte transformiert werden. Alle erklärenden Variablen gehen als Veränderungsrate in die Rechnung ein, sofern sie

Tab. 2
Ergebnisse des Prognoseexperiments für das laufende Quartal

Indikator/Ansatz	WMQPF	Theils U
ifo Geschäftserwartungen für die kommenden sechs Monate im Einzelhandel mit Verbrauchsgütern	0,0771	0,9250
Ölpreis	0,0780	0,9357
Geschäftserwartungen der deutschen Einzelhändler für die kommenden drei Monate aus der europäischen Unternehmensbefragung	0,0785	0,9412
Importpreisindex	0,0792	0,9506
ifo Geschäftsklima im Einzelhandel mit Verbrauchsgütern	0,0796	0,9550
Pooling-of-Forecasts	0,0796	0,9545
Referenzmodell	0,0834	1,0000

Anmerkung: Die Wurzel des mittleren quadratischen Prognosefehlers ist in Prozentpunkten angegeben.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

nicht, wie Umfragedaten, von vornherein stationär sind. Da das Gros der verwendeten Reihen nicht als Echtzeitdaten verfügbar ist, handelt es sich im nachfolgenden Prognoseexperiment um eine sogenannte Pseudo-Echtzeitanalyse, basierend auf bereits revidierten Daten. Jedoch wird die Veröffentlichungschronologie der einzelnen Indikatoren explizit berücksichtigt.

Prognoseexperiment

Das nachfolgende Prognoseexperiment orientiert sich methodisch an dem schon seit einigen Jahren im ifo Institut eingesetzten dreistufigen IFOCAST-Verfahren zur kurzfristigen Prognose des realen BIP (vgl. Carstensen et al. 2009). Die hohe Prognosegüte dieses Ansatzes wurde zuletzt von Fobbe und Lehmann (2016) in Bezug auf die Komponenten der Bruttowertschöpfung gezeigt. In der ersten Stufe wird dabei geprüft, ob sämtliche Indikatoren bis an den aktuellen Rand vorliegen. Sollte dies nicht der Fall sein, werden diese Indikatoren bis an den aktuellen Rand fortgeschrieben. Dabei kommen sowohl univariate Ansätze ohne Einbezug von Informationen anderer Indikatoren (z.B. autoregressive Modelle) als auch Ansätze unter Verwendung externer Informationen zum Einsatz. Liegen alle Indikatoren bis zum aktuellen Rand vor, so können diese durch Durchschnittsbildung zu Quartalswerten aggregiert werden. Eine besondere Stellung nehmen Indikatoren ein, die vom Statistischen Bundesamt bei der Ermittlung des vierteljährlichen privaten Konsums herangezogen werden (vgl. Statistisches Bundesamt 2007b). Im konkreten Fall handelt es sich um die Umsätze des Einzelhandels, des Kfz-Handels sowie des Gastgewerbes und um die Kfz-Neuzulassungen (private Halter), die vom Kraftfahrt-Bundesamt ermittelt werden.

Aufbauend auf der Quartalsaggregation, wird in der zweiten Stufe eine Vielzahl sogenannter Brückengleichungen geschätzt, um den Nowcast, d.h. die Prognose des laufenden Quartals, abzuleiten:

$$C_t = \alpha + \sum_{p=1}^P \beta_p C_{t-p} + \sum_{q=0}^Q \gamma_q X_{t-q} + \epsilon_t$$

Bei der Zielvariable (C_t) handelt es sich um die Veränderungsrate der realen privaten Konsumausgaben, die durch eigene Verzögerungen sowie exogene Indikatoren (X_t) beschrieben wird. Die Schätzung der Gleichung erfolgt mittels der Methode der kleinsten Quadrate. Um dem Aspekt der Modellunsicherheit Rechnung zu tragen, wird ein sogenanntes *Pooling-of-Forecasts* angewendet. Dazu werden alle in Frage kommenden Kombinationen aus den vorliegenden Indikatoren und der Zielzeitreihe geschätzt und jeweils eine Modellprognose berechnet. Aus dem Kontinuum der berechneten Prognosen wird anschließend eine geeignete Punktprognose abgeleitet. Um weitere Schätzunsicherheit zu vermeiden, wird in der Praxis ein einfacher Durchschnitt der Prognosen verwendet. Die Studie von Henzel und Mayr (2009) zeigt überdies die Vorteile eines solchen Verfahrens gegenüber einem konkurrierenden Gewichtungsschema. Im vorliegenden Prognoseexperiment werden die Prognosen mittels des sogenannten *Direct-multistep*-Verfahrens für das laufende Quartal sowie das folgende Quartal, d.h. t sowie $t + 1$, berechnet. Dabei kommt ein rekursives Schätzverfahren zur Anwendung. Die erste Prognose wird für das erste Vierteljahr 2009 erstellt, die letzte für das zweite Quartal 2016. Anhand der erstellten Punktprognosen lässt sich anschließend die Wurzel des mittleren quadratischen Prognosefehlers (WMQPF) bestimmen:

$$WMQPF = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (C_t^f - C_t)^2}$$

Hier bezeichnet n die Anzahl der erstellten Prognosen. C_t^f und C_t bezeichnen die Punktprognose sowie die Realisierung der Quartalsrate des realen privaten Konsums zum Zeitpunkt t . Um eine Aussage über die relative Prognosegüte treffen zu können, wird die $WMQPF_{ifo}$ aus dem Indikatoransatz überdies mit der $WMQPF_{Ref}$ aus einer einfachen univariaten Prognose verglichen. Dies geschieht mittels des Theilschen Ungleichheitskoeffizienten (Theils U):

$$Theils\ U = \frac{WMQPF_{ifo}}{WMQPF_{Ref}}$$

Ein Wert kleiner als 1 zeigt, dass der Indikatoransatz im Mittel eine bessere Prognose liefert.

Tab. 3
Ergebnisse des Prognoseexperiments für das folgende Quartal

Indikator/Ansatz	WMQPF	Theils U
ifo Geschäftserwartungen für die kommenden sechs Monate im Einzelhandel mit Verbrauchsgütern	0,0789	0,9087
ifo Geschäftserwartungen für die kommenden sechs Monate im Einzelhandel mit Verbrauchsgütern	0,0795	0,9149
Geschäftserwartungen der deutschen Einzelhändler für die kommenden drei Monate aus der europäischen Unternehmensbefragung	0,0798	0,9186
Sparen	0,0812	0,9352
ifo Geschäftsklima im Einzelhandel mit Verbrauchsgütern	0,0817	0,9408
Pooling-of-Forecasts	0,0812	0,9345
<i>Referenzmodell</i>	<i>0,0869</i>	<i>1,0000</i>

Anmerkung: Die Wurzel des mittleren quadratischen Prognosefehlers ist in Prozentpunkten angegeben.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

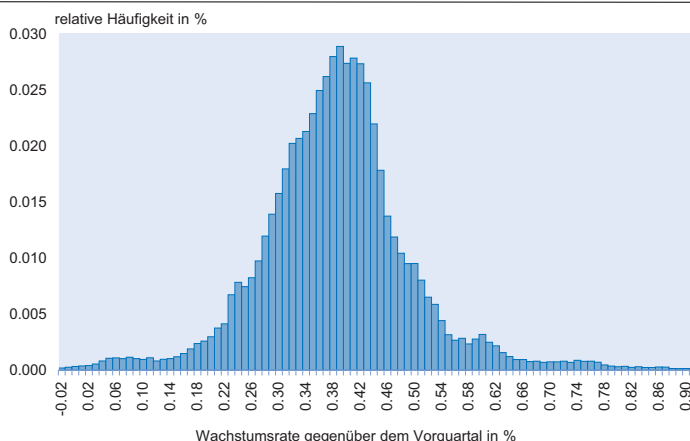
Ergebnisse

Tabelle 2 und Tabelle 3 präsentieren die Top-5-Indikatoren aus dem Prognoseexperiment, ergänzt um den Pooling-of-Forecasts Ansatz und das Referenzmodell. Tabelle 2 zeigt die Resultate für das jeweils laufende Quartal; Tabelle 3 widmet sich dem nächst folgendem Quartal. In beiden Tabellen wird sowohl die Wurzel des mittleren quadratischen Prognosefehlers (WMQPF) in Prozentpunkten als auch der Theilsche Ungleichheitskoeffizient angegeben.

Die besten fünf Indikatoren für das laufende Quartal kommen zum einen aus den Unternehmensbefragungen des ifo Instituts und der Europäischen Kommission. Zum anderen liefern Preise wichtige Prognosesignale für die privaten Konsumausgaben. Der beste Indikator, mit einem mittleren Fehler von 0,0771 Prozentpunkten, sind die ifo Geschäftserwartungen für die kommenden sechs Monate im Einzelhandel mit Verbrauchsgütern. Mit einem Theilschen Ungleichheitskoeffizienten von 0,9250 kann dieser Indikator den durchschnittlichen Prognosefehler des Referenzmodells, das bereits ein sehr gutes Prognoseergebnis liefert, im Mittel nochmals um fast 8% verbessern. Die Prognosegüte der ifo Geschäftserwartungen wird nochmals unterstrichen, wenn

Abb. 2

Verteilung der Punktprognosen für das 3. Quartal 2016 aus dem IFOCAST-Ansatz



Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

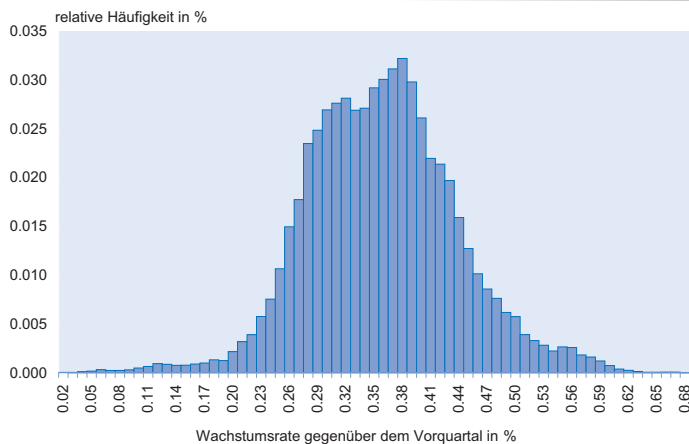
zusätzlich die Standardabweichung der Veränderungsdaten des realen privaten Konsums betrachtet wird. Im Zeitraum vom zweiten Quartal 1991 bis zum zweiten Quartal 2016 lag diese Standardabweichung bei 0,7773 und war damit um das Zehnfache größer als der durchschnittliche Prognosefehler. Auch der Pooling-of-Forecasts Ansatz reiht sich mit einem mittleren Prognosefehler von 0,0796 Prozentpunkten unter die Top-5-Indikatoren ein und ist somit ein sehr kompetitiver Ansatz für die Prognose des privaten Konsums.

Bei der Betrachtung der Ergebnisse für das folgende Quartal ist besonders hervorzuheben, dass drei der besten Indikatoren für das laufende Quartal auch unter den Top-5-Indikatoren für das Folgequartal vertreten sind. In diesem Fall ist die Prognoseverbesserung mit mehr als 9% gegenüber dem guten Referenzmodell sogar etwas höher als bei Prognosen für das laufende Vierteljahr. Zudem reiht sich der Pooling-of-Forecasts Ansatz erneut unter den besten fünf Indikatoren ein, so dass dieser im Folgenden für die Prognose der Veränderungsrate des realen privaten Konsums im dritten und im vierten Quartal 2016 seine Anwendung findet.

Abbildung 2 präsentiert die Verteilung der Punktprognosen für 2016Q3 aus dem IFOCAST-Ansatz. Auf der Ordinate ist die relative Häufigkeit (in %), zur entsprechend prognostizierten Zuwachsrate auf der Abszisse, abgetragen. Auf Basis des aktuellen Indikatorenstands (2. November 2016) deutet der IFOCAST-Ansatz im Mittel auf eine Zuwachsrate der privaten Konsumausgaben von 0,4% im dritten Quartal 2016 hin.² Gemessen am durchschnittlichen Prognosefehler des IFOCAST-Ansatzes aus Ta-

² Im Vergleich zu den Ergebnissen der Gemeinschaftsdiagnose vom Herbst 2016 ist dies eine etwas geringere Zuwachsrate des realen privaten Konsums. Maßgeblich hierfür ist, dass sich wichtige amtliche Indikatoren, die wegen des diesmal besonders frühen Fertigstellungstermins des Gemeinschaftsgutachtens zusätzlich geschätzt werden mussten, nach den nunmehr vorliegenden Ergebnissen weniger günstig entwickelt haben, als dies bei der Gemeinschaftsdiagnose erwartet worden war.

Abb. 3
Verteilung der Punktprognosen für das 4. Quartal 2016 aus dem IFOCAST-Ansatz



Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

belle 2 dürfte die Zuwachsrate zwischen 0,3% und 0,5% liegen, mit eben dem mittleren Wert von 0,4%.

Für das Schlussquartal des Jahres 2016 deutet der Pooling-of-Forecasts-Ansatz im Mittel ebenfalls auf einen Zuwachs der privaten Konsumausgaben gegenüber dem Vorquartal i.H.v. 0,4% hin. Die Spannweite, gemessen am durchschnittlichen historischen Fehler aus Tabelle 3, beträgt dabei erneut 0,3% bis 0,5%. Die Konjunktur in Deutschland profitiert weiterhin von den robust steigenden Konsumausgaben der privaten Haushalte.

Fazit

Dem privaten Konsum als gewichtigste Verwendungskomponente kommt im Rahmen einer jeden Konjunkturprognose eine große Bedeutung zu. Der vorliegende Artikel fokussiert sich auf die Prognosegüte einer Vielzahl von Indikatoren zur Schätzung der privaten Konsumausgaben in der kurzen Frist. Insgesamt generieren die Indikatoren sowie der Kombinationsansatz des ifo Instituts sehr gute und im Mittel treffsichere Prognosen für die kurzfristige Entwicklung des realen privaten Konsums. Besonders die Indikatoren aus Unternehmensbefragungen und der amtlichen Preisstatistik zählen zu den Variablen, die die kleinsten Prognosefehler für das laufende und das folgende Quartal generieren. Auf Basis des Kombinationsansatzes des ifo Instituts dürfte die Zuwachsrate des realen privaten Konsums im dritten und vierten Vierteljahr 2016 bei jeweils 0,4% liegen.

Für eine Reihe von Verwendungsaggregaten (z.B. Investitionen, Exporte oder die sektorale Bruttowertschöpfung) verwendet das ifo Institut bereits heute den vorgestellten Kombinationsansatz. Da auch für die Abschätzung der Entwicklung des realen privaten Konsums am aktuellen Rand eine

Fülle von wichtigen Indikatoren zur Verfügung steht, wird das ifo Institut in Zukunft auch bei diesem Verwendungsaggregat verstärkt auf den ifo-eigenen Pooling-of-Forecasts-Ansatz zurückgreifen.

Literatur

Artis, M., M. Massimiliano und T. Proietti (2004), »Dating Business Cycles: A Methodological Contribution with an Application to the Euro Area«, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 66(4), 537–565.

Brümmerhoff, D. und H. Lützel (1994), *Lexikon der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen*, Oldenbourg Wissenschaftsverlag, Berlin.

Bry, G. und C. Boschan (1971), »Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs«, NBER Technical Paper 20, Columbia University Press, New York und London.

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

Fobbe, F. und R. Lehmann (2016), »Elektromotoren, Energieversorgung und Erziehung: Die Güte der entstehungsseitigen ifo-Kurzfristprognose«, *ifo Schnelldienst* 69(12), 58–63.

Henzel, St. und J. Mayr (2009), »The Virtues of VAR Forecast Pooling – A DSGE Model Based Monte Carlo Study«, ifo Working Paper Nr. 65.

Projektgruppe Gemeinschaftsdiagnose (2016), »Deutsche Wirtschaft gut ausgelastet – Wirtschaftspolitik neu ausrichten«, *ifo Schnelldienst* 69(19), 3–60.

Statistisches Bundesamt (2007a), *Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Inlandsprodukt nach ESVG 1995: Methoden und Grundlagen*, Neufassung nach Revision 2005, Wiesbaden.

Statistisches Bundesamt (2007b), *Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Vierteljährliche Berechnungen des Inlandsprodukts nach ESVG 1995: Methoden und Grundlagen*, Neufassung nach Revision 2005, Wiesbaden.