

Wollmershäuser, Timo

Article

Die Konjunkturprognosen der Gemeinschaftsdiagnose und des Bundeswirtschaftsministeriums im Vergleich

ifo Schnelldienst

Provided in Cooperation with:

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

Suggested Citation: Wollmershäuser, Timo (2017) : Die Konjunkturprognosen der Gemeinschaftsdiagnose und des Bundeswirtschaftsministeriums im Vergleich, ifo Schnelldienst, ISSN 0018-974X, ifo Institut - Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung an der Universität München, München, Vol. 70, Iss. 03, pp. 40-45

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/165876>

Standard-Nutzungsbedingungen:

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

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

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

Terms of use:

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

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

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

Die Konjunkturprognosen der Gemeinschaftsdiagnose und des Bundeswirtschaftsministeriums im Vergleich

Im vorliegenden Beitrag wird untersucht, wie sehr sich das Bundeswirtschaftsministerium (BMWi) mit seinen Konjunkturprognosen an der von den Wirtschaftsforschungsinstituten veröffentlichten Gemeinschaftsdiagnose (GD) orientiert. Folgende Ergebnisse können festgehalten werden. Das BMWi weicht bei seinen Prognosen des Bruttoinlandsprodukts (BIP) von der GD ab, ohne dabei systematisch darüber oder darunter zu liegen. Diese Abweichungen des BMWi führen allerdings zu keiner Verbesserung der Prognosequalität im Vergleich zur GD, was aufgrund eines Informationsvorteils des BMWi zu erwarten gewesen wäre. Bei längeren Prognosehorizonten scheinen sich die aus den Abweichungen resultierenden Veränderungen der Prognosefehler auszugleichen. Allerdings ist bei den Prognosen sowohl der GD als auch des BMWi bei längeren Prognosehorizonten ein systematischer »Überoptimismus« festzustellen, da beide Institutionen in der Vergangenheit BIP-Prognosen veröffentlichten, die höher als die jeweilige Realisation des BIP ausfielen.

Seit 1950 erstellt ein ausgewählter Kreis von Mitgliedern der Arbeitsgemeinschaft deutscher wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute e.V. (ARGE) Konjunkturprognosen für Deutschland und die wichtigsten Regionen der Welt. Diese sogenannte Gemeinschaftsdiagnose (GD) ist als Auftragsarbeit des Bundeswirtschaftsministeriums (BMWi) konzipiert. In den ersten Jahrzehnten wurden die Verträge für das Frühjahrs- und das Herbstgutachten jährlich neu an die Wirtschaftsforschungsinstitute vergeben, die einen Schwerpunkt in der Konjunkturforschung nachweisen konnten.¹ Im Jahr 2007 wurde erstmals ein Bieterwettbewerb eingeführt, der einerseits Bietergemeinschaften fördern und andererseits die Anzahl der vergebenen Verträge begrenzen sollte. Zudem wurden die Verträge erstmals für mehrere Jahre vergeben.²

Im Gegensatz zum erstmalig 1964 einberufenen Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung fehlt der GD eine gesetzliche Verankerung. Während in §1 des Gesetzes über die Bildung eines Sachverständigenrates als Ziel eine periodische Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung in der Bundesrepublik Deutschland und die Erleichterung der Urteilsbildung bei allen wirtschaftspolitisch verantwortlichen Instanzen sowie in der Öffentlichkeit formuliert wurden, kann die Aufgabe der GD lediglich in den Leistungsbeschreibungen der jeweiligen Ausschreibungen zum Forschungsauftrag nachgelesen werden. Demnach soll »die Gemeinschaftsdiagnose jeweils im Frühjahr und Herbst eine Referenz für die Projektionen der Bundesregierung« liefern.

Im vorliegenden Beitrag wird untersucht, wie sehr sich der Auftraggeber der GD an den von den Instituten gemeinschaftlich für Deutschland veröffentlichten Konjunkturprognosen für das laufende und das kommende Jahr orientiert. Konjunkturprognosen spielen für die Haushalts- und Finanzplanung von Bund, Länder, Gemeinden und Sozialversicherungen eine wichtige Rolle. So bilden die von der Bundesregierung unter Federführung des BMWi erstellten sogenannten Frühjahrs- und Herbstprojektionen die Grundlage für die Schätzungen des Steueraufkommens im Arbeitskreis »Steuerschätzungen«, einem Beirat beim Bundesministerium der

¹ Bis zum Herbst 2006 waren dies das Deutsche Institut für Wirtschaftsforschung e.V. (DIW), das Hamburgische Welt-Wirtschafts-Archiv (HWWA, seit 1970, bis zu seiner Auflösung Ende 2006), das ifo Institut – Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung an der Universität München e.V., das Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel (IfW, seit 1970), das Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung Halle (IWH, seit 1993) und das RWI – Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung, Essen.

² 2007–2010: vier Verträge an das ifo Institut (zusammen mit der KOF Konjunkturforschungsstelle der ETH Zürich), das IfW, das IWH (zusammen mit dem Institut für Makroökonomie und Konjunkturforschung IMK und dem Österreichischen Institut für Wirtschaftsforschung WIFO) und das RWI (zusammen mit dem Institut für Höhere Studien Wien IHS); 2010–2013: vier Verträge an das ifo Institut (zusammen mit KOF), das IfW (zusammen mit dem Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung ZEW), das IWH (zusammen mit Kiel Economics) und das RWI (zusammen mit IHS); 2013–2016: vier Verträge an das DIW (zusammen mit WIFO), das ifo Institut (zusammen mit KOF), das IWH (zusammen mit Kiel Economics) und das RWI (zusammen

mit IHS); 2016–2018/2020: fünf Verträge an das DIW (zusammen mit WIFO), das ifo Institut (zusammen mit KOF), das IfW, das IWH und das RWI (zusammen mit IHS).

Finanzen. Aber auch die Meldungen an die Europäische Union im Rahmen des Stabilitäts- und Wachstumspaktes werden auf Grundlage der Projektionen erstellt. Zudem werden die Projektionen der Bundesregierung für die Berechnung der Obergrenze der jährlichen Nettokreditaufnahme nach der Schuldenregel gemäß Artikeln 109 und 115 des Grundgesetzes herangezogen.

Deshalb ist es wichtig, dass die für die Haushalts- und Finanzplanung verwendeten Konjunkturprognosen frei von jeglicher politischer Einflussnahme sind. In der im Mai 2013 im Rahmen des »Two-Packs« in Kraft getretenen EU-Verordnung Nr. 473/2013 wird folgende Begründung angeführt: »Durch verzerrte und unrealistische makroökonomische Prognosen und Haushaltsprognosen können die Wirksamkeit der Haushaltsplanung erheblich beeinträchtigt und damit das Bemühen um Haushaltsdisziplin unterminiert werden.« Deshalb sieht die Verordnung vor, dass die Haushalts- und Finanzplanung auf Basis unabhängiger makroökonomischer Prognosen erstellt wird. Die Unabhängigkeit der Prognose kann dadurch gewährleistet werden, dass sie von unabhängigen Einrichtungen entweder erstellt oder befürwortet worden ist.

Bislang erfüllen die Frühjahrs- und Herbstprojektionen der Bundesregierung keines der beiden Kriterien einer unabhängigen Prognose. Die GD stellt zwar als unabhängige Institution regelmäßig im Frühjahr und im Herbst auftragsgemäß Konjunkturprognosen zur Verfügung.³ Allerdings ist die Bundesregierung, die ihre Projektionen immer etwa eine Woche nach der Übergabe der GD veröffentlicht, keineswegs an die von den Instituten gelieferten Zahlen gebunden. Auch eine nachträgliche Bewertung der Projektionen der Bundesregierung durch eine unabhängige Institution findet nicht statt.⁴

Aus allgemein politökonomischen Überlegungen heraus gibt es zahlreiche Gründe für zu optimistische Regierungsprognosen (vgl. dazu u.a. Bischoff und Gohout 2010; Büttner und Kauder 2015; Jochimsen und Lehmann 2017; Brück und Stephan 2006; Heinemann 2006). Überoptimistische Prognosen erhöhen u.a. die Wiederwahlchancen der Politi-

ker, da sie die nahe Zukunft aus ökonomischer Perspektive besser aussehen lassen, als sie eigentlich ist. Bei einer besseren Konjunkturprognose fallen insbesondere die erwarteten finanzpolitischen Handlungsspielräume der Regierung größer aus, eine Gefährdung der Haushaltsregeln scheint weniger wahrscheinlich, und die Umsetzung kostspieliger wirtschaftspolitischer Maßnahmen trifft auf geringeren politischen Widerstand. Die empirischen Ergebnisse für Deutschland deuten darauf hin, dass die mittelfristige Finanzplanung des Bundes in der Vergangenheit mit ihren Vorausschätzungen für das Haushaltsdefizit, die Steuereinnahmen und die Staatsausgaben systematisch zu optimistisch ausfiel (vgl. Heinemann 2006).

Diesen eher kurzfristig orientierten und auf Täuschung basierenden Erklärungen für nach oben verzerrte Prognosen stehen allerdings eher längerfristige Erwägungen gegenüber, die eine Tendenz zu systematisch zu niedrig ausfallenden Regierungsprognosen begründen. Demnach versucht ein vorausschauender Haushaltsplaner einen Puffer anzulegen, der vorgegebene Haushaltsziele nicht in Gefahr bringt, selbst wenn unvorhergesehene Ereignisse zu niedrigeren Staatseinnahmen bzw. höheren Staatsausgaben führen. Die zentrale Annahme dabei ist, dass die Regierung Risiken scheut und deshalb aus einem Vorsichtsmotiv heraus handelt (vgl. u.a. Brogan 2014). Empirische Evidenz für einen systematischen Überpessimismus bei staatlichen Haushaltsprojektionen und Regierungsprognosen sind dem Autor der vorliegenden Studie nicht bekannt.

Letztlich ist es eine Frage der Empirie, ob das BMWi in der Vergangenheit bei der Erstellung seiner Prognosen einer Verzerrung in die eine oder andere Richtung unterlag. Im Folgenden werden daher die Konjunkturprognosen der GD und des BMWi miteinander verglichen. Die Darstellung konzentriert sich auf die Prognosen für das jahresdurchschnittliche reale und nominale Bruttoinlandsprodukt (BIP) im laufenden und im kommenden Jahr. Für das nominale BIP werden die Prognosen des BMWi und der GD ab Herbst 1970 ausgewertet; die Analysen für das reale BIP beginnen erst im Herbst 1995, da vorher keine Prognosewerte des BMWi zur Verfügung stehen. Die letzte in der Analyse verwendete Prognose stammt vom Herbst 2016. Die einzelnen Vorhersagen unterscheiden sich insbesondere durch die Länge des Prognosehorizonts. So muss im Herbst lediglich das Ergebnis für das dritte und vierte Quartal hinzugeschätzt werden, um den Wert des laufenden Jahres zu erhalten, da zu diesem Zeitpunkt bereits zwei Quartalswerte des BIP vom Statistischen Bundesamt veröffentlicht worden sind. In der Frühjahrsprojektion für das jahresdurchschnittliche BIP des laufenden Jahres müssen hingegen alle vier Quartale vorausgeschätzt werden, und um den Wert für das kommende Jahr zu erhalten, beträgt der Prognosehorizont dann sogar acht Quartale.⁵

³ Die Unabhängigkeit der an der Gemeinschaftsdiagnose beteiligten Institute von Weisungen Dritter wird unter anderem dadurch gesichert, dass sie als Mitglieder der Leibniz-Gemeinschaft von Bund und Ländern gemeinsam im Rahmen der gemeinschaftlichen Forschungsförderung nach Artikel 91b des Grundgesetzes als Forschungseinrichtungen institutionell gefördert werden und den strengen Evaluierungen des Leibniz-Senats unterliegen. Eine ausführliche Diskussion über die Unabhängigkeit der Konjunkturprognosen der Wirtschaftsforschungsinstitute und der Gemeinschaftsdiagnose findet sich in Döpke und Fritsche (2009, S. 33 ff.).

⁴ Allenfalls die Stellungnahmen des unabhängigen Beirats des Stabilitätsrates, dem unter anderem auch ein Vertreter der an der Gemeinschaftsdiagnose beteiligten Forschungsinstitute angehört, könnten als eine solche Bewertung angesehen werden. Sie werden seit 2014 zweimal jährlich im Juni und im Dezember vorgelegt. Zwar ist es die gesetzlich verankerte Aufgabe des Beirats, eine Stellungnahme zur Einhaltung der Obergrenze des strukturellen gesamtstaatlichen Finanzierungsdefizits in Höhe von 0,5% des nominalen Bruttoinlandsprodukts abzugeben. Dazu ist es allerdings unabdingbar, auch die der Haushalts- und Finanzplanung zugrunde liegende Projektion zu beurteilen.

⁵ In den im Frühjahr veröffentlichten Gemeinschaftsdiagnosen wurde erst ab 1997 Prognosen des nominalen und realen Bruttoinlandsprodukts für das nächste Jahr erstellt.

Abweichung des BMWi von den Prognosen der GD

In einem ersten Schritt wird untersucht, ob es zu systematischen Abweichungen des BMWi von den Prognosen der GD kommt. Da die Länge des Prognosehorizonts naturgemäß einen entscheidenden Einfluss auf die mit der Prognoseerstellung verbundene Unsicherheit und damit den Prognosefehler hat, werden die Prognosen getrennt nach dem jeweiligen Prognosehorizont betrachtet. Deshalb werden für jeden Prognosehorizont Dummy-Variablen (dum_h mit $h = 2, 4, 6, 8$) eingeführt, die für den jeweiligen Prognosehorizont den Wert 1 annehmen und ansonsten null sind. Die Schätzgleichung lautet:

$$f^{BMW_i} - f^{GD} = \beta_2 dum_2 + \beta_4 dum_4 + \beta_6 dum_6 + \beta_8 dum_8 + \varepsilon_t,$$

wobei f^{BMW_i} und f^{GD} die Prognose der jeweiligen Institution und β_h die geschätzten Koeffizienten bezeichnet; ε_t fasst den unerklärten Rest zusammen.

Die in Tabelle 1 zusammengefassten Ergebnisse der Schätzungen für die Prognosen des nominalen und des realen BIP zeigen zwar, dass das BMWi im Durchschnitt mit seinen Prognosen von der GD-Prognose abweicht. Allerdings ist diese mittlere Abweichung gering und scheint nicht systematisch positiv oder negativ, sondern eher zufälliger Natur zu sein, da sich die geschätzten Koeffizienten für β_h nicht signifikant von null unterscheiden.⁶ Darüber hinaus konnte auch keine systematische Überschätzung der GD-Prognosen durch das BMWi bei Projektionen im Vorfeld regulärer Bundestagswahlen festgestellt werden, was bei Gültigkeit der oben erwähnten politökonomischen Zusammenhänge zu erwarten gewesen wäre.⁷

Da sich bei der Berechnung der mittleren Abweichung positive und negative Werte tendenziell aufheben können, kann mit Hilfe der mittleren absoluten Abweichung das durchschnittliche Ausmaß der Abweichungen geschätzt werden. Dazu gehen auf der rechten Seite der Schätzgleichung die Prognoseabweichungen als absolute Werte und damit ohne Vorzeichen, also $|f^{BMW_i} - f^{GD}|$, ein. Die Ergebnisse dieser Schätzung zeigen, dass das BMWi bei der Prognose sowohl des realen als auch des nominalen BIP signifikant von der GD abweicht. Tendenzuell ist das Ausmaß der Abweichung bei längeren Prognosehorizonten mit $\pm 0,3$ (reales BIP) bis

⁶ Bei einem in der Zeitreihenanalyse üblichen Signifikanzniveau läge die Wahrscheinlichkeit für die Ablehnung der Nullhypothese, dass $\beta_h = 0$, bei höchstens 0,05, d.h. 5%.

⁷ Die Ergebnisse dieser Schätzungen werden in Tabelle 1 nicht gezeigt; sie werden allerdings vom Autor bei Bedarf zur Verfügung gestellt. Sie entsprechen den Ergebnissen, die in anderen empirischen Arbeiten über den sog. politischen Konjunkturzyklus in Deutschland gefunden wurden (vgl. z.B. Berger und Woitek 1997; Büttner und Kauder 2015).

Tab. 1
Abweichung der Prognosen des BMWi von den Prognosen der GD

	Mittlere Abweichung $f^{BMW_i} - f^{GD}$				Mittlere absolute Abweichung $ f^{BMW_i} - f^{GD} $			
	nominales BIP		reales BIP		nominales BIP		reales BIP	
	Koef.	Sig.	Koef.	Sig.	Koef.	Sig.	Koef.	Sig.
β_2	0,06	0,19	-0,03	0,71	0,24	0,00	0,15	0,00
β_4	-0,07	0,44	-0,06	0,25	0,35	0,00	0,22	0,00
β_6	0,05	0,26	-0,06	0,16	0,35	0,00	0,14	0,00
β_8	0,06	0,55	0,18	0,20	0,38	0,00	0,32	0,00
Beob.	158		85		158		85	

Anmerkung: Die Spalte »Koef.« (Koeffizient) zeigt die Punktschätzer der β_i . Die Spalte »Sig.« (Signifikanz) zeigt die Wahrscheinlichkeit an, dass die Nullhypothese $\beta_i = 0$ verworfen werden kann. Die Wahrscheinlichkeit wurde unter Verwendung von korrigierten Standardfehlern berechnet, die den Problemen der Autokorrelation und Heteroskedastizität Rechnung tragen (vgl. Newey und West 1987).

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

$\pm 0,4$ (nominales BIP) Prozentpunkten größer als bei kürzeren Prognosehorizonten, wo das mittlere Ausmaß der Abweichung teilweise bei nur $\pm 0,1$ Prozentpunkt liegt.

Prognosefehler des BMWi und der GD

Ein Grund für die Abweichung des BMWi von den Prognosen der GD könnte ein besserer Informationsstand insbesondere im Hinblick auf das laufende Quartal sein. Da das BMWi seine Projektionen in der Regel etwa eine Woche nach der GD abschließt, können die Prognostiker des BMWi Konjunkturindikatoren berücksichtigen, die erst in diesem Zeitraum veröffentlicht werden. Deshalb könnten die BMWi-Prognosen im Schnitt einen geringeren Prognosefehler aufweisen. In einem zweiten Schritt werden daher die Vorhersagen der GD und des BMWi mit den tatsächlichen Realisationen y_t der jahresdurchschnittlichen Veränderung des BIP verglichen.⁸

Tabelle 2 zeigt zunächst die mittlere absolute Abweichung der Prognosen von der Realisation, die zu optimistische und zu pessimistische Prognosen gleichermaßen behandelt. Dazu wurde die linke Seite der Schätzgleichung durch $|f^i - y_t|$ ersetzt, wobei i entweder für BMWi oder GD steht. Erwartungsgemäß nimmt der mittlere absolute Prognosefehler sowohl beim BMWi als auch bei der GD mit zunehmender Anzahl zu prognostizierender Quartale zu. Allerdings schneiden gerade die Projektionen des realen BIP mit einem Prognosehorizont von nur zwei Quartalen (Herbstprognose für das laufende Jahr) beim BMWi trotz des geringfügigen Informationsvorteils schlechter ab; der mittlere absolute Prognosefehler ist mit 0,24 Prozentpunkten nahezu doppelt so hoch wie der der GD; dieser Unterschied ist sogar statistisch

⁸ Als Realisation wird die erste Veröffentlichung des Jahresergebnisses verwendet, die in der Regel Mitte Januar vom Statistischen Bundesamt für das Vorjahr herausgegeben wird.

Tab. 2
Mittlere absolute Abweichung der Prognosen von der Erstveröffentlichung des BIP

	Nominales BIP				Reales BIP			
	BMW <i>i</i>		GD		BMW <i>i</i>		GD	
	Koef.	Sig.	Koef.	Sig.	Koef.	Sig.	Koef.	Sig.
β_2	0,23	0,00	0,28	0,00	0,24	0,00	0,13	0,00
β_4	0,84	0,00	0,74	0,00	0,49	0,00	0,61	0,00
β_6	1,35	0,00	1,31	0,00	1,08	0,00	1,02	0,00
β_8	1,53	0,00	1,57	0,00	1,44	0,00	1,43	0,00
Beob.	156		156		83		83	

Anmerkung: Die Spalte »Koef.« (Koeffizient) zeigt die Punktschätzer der β_i . Die Spalte »Sig.« (Signifikanz) zeigt die Wahrscheinlichkeit an, dass die Nullhypothese $\beta_i = 0$ verworfen werden kann. Die Wahrscheinlichkeit wurde unter Verwendung von korrigierten Standardfehlern berechnet, die den Problemen der Autokorrelation und Heteroskedastizität Rechnung tragen (vgl. Newey und West 1987).

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

signifikant auf dem üblichen 5%-Niveau.⁹ Mit zunehmenden Prognosehorizonten werden die Unterschiede zwischen den absoluten Fehlern der BMW*i*-Prognose und der GD-Prognose jedoch geringer und unterscheiden sich auch nicht mehr im statistischen Sinne.

Dass der mittlere absolute Prognosefehler mit zunehmendem Prognosehorizont größer wird, ist aufgrund des damit verbundenen Anstiegs der Unsicherheit über zukünftige unvorhersehbare Ereignisse unvermeidbar. Entscheidend bei einer Prognoseevaluation ist vielmehr, dass die Vorhersagen über einen längeren Zeitraum nicht zu optimistisch oder zu pessimistisch und damit systematisch verzerrt sind. Systematische Prognosefehler würden zu systematischen Fehlentscheidungen führen, die wiederum mit ökonomischen Kosten verbunden wären. Wenn Prognosen mal zu optimistisch und mal zu pessimistisch sind, sollten sich die Fehler im Mittel ausgleichen. Tabelle 3 zeigt die mittlere Abweichung der Prognosen von der Realisation. Die Prognosen sowohl des nominalen als auch des realen BIP sind mit zunehmendem Prognosehorizont im Durchschnitt zu optimistisch und nach oben verzerrt. Insbesondere bei den Prognosen mit dem längsten Horizont von acht Quartalen (also der Frühjahrsprojektion für das nächste Jahr, für die Daten erst ab 1997 in die Auswertung einfließen; vgl. Fußnote 5) sind die Abweichungen statistisch signifikant. Da allerdings die Prognosen des BMW*i* und die der GD eine ähnliche Verzerrung aufweisen und das BMW*i* im Schnitt die GD-Prognosen übernommen hat (vgl. Tab. 1), kann der Überoptimismus des BMW*i*

⁹ Um dies zu testen, wurde die linke Seite der Schätzgleichung durch $|f^{BMW_i} - y_t| - |f^{GD} - y_t|$ ersetzt. Wenn man die Schätzung für das nominale BIP auf die gleichen Beobachtungen reduziert, die für die Schätzung für das reale BIP zur Verfügung stehen (also nur Beobachtungen ab Herbst 1995 verwendet), wird dieser Unterschied interessanterweise sowohl quantitativ als auch statistisch insignifikant.

nicht politökonomisch begründet werden und muss eine andere Ursache haben. So treten Überschätzungen bei längerfristigen Prognosen häufig dann auf, wenn die der Konjunkturprognose zugrunde liegende langfristige Trendwachstumsrate des BIP sinkt. Da dieser Rückgang der Trendwachstumsrate zunächst fälschlicherweise als vorübergehende konjunkturelle Schwäche interpretiert wird, lässt der Prognostiker nach deren Überwindung die Zuwachsraten des BIP wieder gegen die bislang angenommene Trendwachstumsrate konvergieren. Im Nachhinein aber stellt sich heraus, dass die Trendwachstumsrate gesunken ist und die Konjunkturprognose zu optimistisch war. So wurde der kontinuierliche Rückgang der

Trendwachstumsrate in Deutschland von über 3% Anfang der 1990er Jahre auf unter 1% in den Jahren 2009 bis 2012 erst mit einiger Verzögerung erkannt.

Schließlich stellt sich die Frage, ob die nachträglichen Abweichungen des BMW*i* von der GD einen Einfluss auf den Prognosefehler des BMW*i* hatten. Dazu wird in Anlehnung an Frankel und Schreger (2016) folgende Gleichung geschätzt:

$$f^{BMW_i} - y_0 = \beta_2 dum_2 + \beta_4 dum_4 + \beta_6 dum_6 + \beta_8 dum_8 + \gamma_2 dum_2 (f^{BMW_i} - f^{GD}) + \gamma_4 dum_4 (f^{BMW_i} - f^{GD}) + \gamma_6 dum_6 (f^{BMW_i} - f^{GD}) + \gamma_8 dum_8 (f^{BMW_i} - f^{GD}) + \varepsilon_t$$

Während der erste Teil der Regression identisch mit der Schätzgleichung zur Bestimmung des mittleren Abweichung der Prognosen des BMW*i* von der Erstveröffentlichung des BIP ist, erfasst der zweite Teil mit den γ -Koeffizienten die Abweichung der BMW*i*- von der GD-Prognose. Die Ergebnisse dieser Regression, die in Tabelle 4 zusammengefasst

Tab. 3
Mittlere Abweichung der Prognosen von der Erstveröffentlichung des BIP

	Nominales BIP				Reales BIP			
	BMW <i>i</i>		GD		BMW <i>i</i>		GD	
	Koef.	Sig.	Koef.	Sig.	Koef.	Sig.	Koef.	Sig.
β_2	0,12	0,00	0,06	0,29	0,02	0,77	0,05	0,12
β_4	0,11	0,62	0,18	0,30	-0,10	0,61	-0,03	0,88
β_6	0,37	0,15	0,33	0,20	0,33	0,13	0,38	0,09
β_8	0,77	0,04	0,71	0,02	0,63	0,03	0,45	0,11
Beob.	156		156		83		83	

Anmerkung: Die Spalte »Koef.« (Koeffizient) zeigt die Punktschätzer der β_i . Die Spalte »Sig.« (Signifikanz) zeigt die Wahrscheinlichkeit an, dass die Nullhypothese $\beta_i = 0$ verworfen werden kann. Die Wahrscheinlichkeit wurde unter Verwendung von korrigierten Standardfehlern berechnet, die den Problemen der Autokorrelation und Heteroskedastizität Rechnung tragen (vgl. Newey und West 1987).

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Tab. 4
Mittlerer Prognosefehler des BMWi

	Nominales BIP		Reales BIP	
	Koef.	Sig.	Koef.	Sig.
β_2	0,09	0,03	0,05	0,12
β_4	0,19	0,29	-0,12	0,52
β_6	0,36	0,18	0,49	0,10
β_8	0,81	0,05	0,71	0,03
γ_2	0,44	0,01	1,11	0,00
γ_4	1,17	0,00	-0,34	0,27
γ_6	0,23	0,64	3,58	0,01
γ_8	-0,61	0,63	-0,42	0,74
Beob.	156		83	

Anmerkung: Die Spalte »Koef.« (Koeffizient) zeigt die Punktschätzer der β_i . Die Spalte »Sig.« (Signifikanz) zeigt die Wahrscheinlichkeit an, dass die Nullhypothese $\beta_i = 0$ verworfen werden kann. Die Wahrscheinlichkeit wurde unter Verwendung von korrigierten Standardfehlern berechnet, die den Problemen der Autokorrelation und Heteroskedastizität Rechnung tragen (vgl. Newey und West 1987).

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

sind, zeigen insbesondere bei kurzen Prognosehorizonten signifikant positive γ -Koeffizienten. Demnach tragen die nachträglichen Abweichungen des BMWi zu einem Anstieg des Prognosefehlers des BMWi bei. Alle übrigen geschätzten Koeffizienten γ_n unterscheiden sich nicht signifikant von null; die Abweichungen des BMWi von den Prognosen der GD haben keine Auswirkungen auf den mittleren Prognosefehler des BMWi. Insbesondere hat das BMWi seinen geringen Informationsvorteil nicht systematisch genutzt. Ein signifikant negativer γ -Koeffizient hätte darauf hingedeutet, dass sich die Prognose des BMWi im Vergleich zur GD-Prognose verbessert.

Zusammenfassung und Fazit

Das BMWi weicht bei seinen Prognosen von der GD ab, ohne dabei systematisch darüber oder darunter zu liegen. Selbst bei Projektionen, die vor Bundestagswahlen erstellt wurden, können keine systematisch positiveren und damit politökonomisch motivierten BIP-Prognosen des BMWi festgestellt werden. Diese Abweichungen des BMWi von den Prognosen der GD tragen allerdings zu keiner Verbesserung der Prognosequalität im Vergleich zur GD bei, was aufgrund des Informationsvorteils des BMWi zu erwarten gewesen wäre. Bei längeren Prognosehorizonten scheinen sich die aus den Abweichungen resultierenden Veränderungen der Prognosefehler auszugleichen. Allerdings ist bei den Prognosen sowohl der GD als auch des BMWi bei längeren Prognosehorizonten ein systematischer Überoptimismus festzustellen, da beide Institutionen in der Vergangenheit BIP-Prognosen veröffentlichten, die höher als die jeweilige Realisation des BIP ausfielen. Da die GD als politisch unabhängige Institution dem gleichen Fehler unterliegt wie das BMWi, kann ein politökonomisch begründeter Überoptimismus des BMWi nicht festgestellt werden. Vielmehr scheint die Ursache für die systematische Überschätzung der län-

gerfristigen BIP-Entwicklung in der Fehleinschätzung begründet gewesen zu sein, den langjährigen Rückgang der Trendwachstumsrate des deutschen BIP in Echtzeit als konjunkturelle und damit vorübergehende Schwäche zu interpretieren.

Ein weitgehend einhelliger Befund in der Literatur ist, dass systematisch nach oben verzerrte Haushaltsprojektionen vor allem durch zu optimistische Regierungsprognosen der gesamtwirtschaftlichen Aktivität begründet werden und deshalb politisch motiviert sind (vgl. Büttner und Kauder 2015; Heinemann 2006). Eine gängige Schlussfolgerung aus diesem Befund ist, dass die der Haushaltsplanung zugrunde liegende gesamtwirtschaftliche Prognose einer unabhängigen Institution übertragen werden sollte. Das Er-

gebnis der vorliegenden Untersuchung zeigt allerdings, dass systematische Fehler insbesondere bei längeren Prognosehorizonten auch von einer politisch unabhängigen Institution wie der GD begangen werden können.

Natürlich ist es aus Sicht eines Wirtschaftsforschungsinstitutes wünschenswert, systematische Prognosefehler zu vermeiden. Allerdings werden wohl auch in Zukunft gerade Prognosen mit langen Horizonten schwierig bleiben, insbesondere wenn sich Trendwachstumsraten über einen längeren Zeitraum hinweg verändern und wenn die Ursachen dieser Veränderung wenig verstanden werden.¹⁰ Trotzdem sind unabhängige Vorausschätzungen als Grundlage der Haushaltsplanung unerlässlich, da politisch motivierte Fehlprognosen einer Regierung in einer repräsentativen Demokratie mit kurzen Legislaturperioden nie auszuschließen sind. Es ist deshalb zu begrüßen, dass die Bundesregierung den Entwurf eines Gesetzes zur Erstellung gesamtwirtschaftlicher Vorausschätzungen (Vorausschätzungsgesetz – EgVG) beschlossen hat, nach dem die Two-Pack-Verordnung Nr. 473/2013 in nationales Recht umgesetzt werden soll und die gesamtwirtschaftlichen Vorausschätzungen, die den Haushalts- und Finanzplanungen der Bundesregierung zugrunde liegen, von einer unabhängigen Einrichtung zu überprüfen sind.

Literatur

Berger, H. und U. Woitek (1997), »Searching for political business cycles in Germany«, *Public Choice* 91, 179–197.

Bischoff, I. und W. Gohout (2010), »The Political Economy of Tax Projections«, *International Tax and Public Finance* 17, 133–150.

¹⁰ Dies wird beispielsweise an der immer wiederkehrenden Diskussion über das sog. »Productivity Slowdown Puzzle« deutlich.

Brogan, M.J. (2014), *Modern Budget Forecasting in the American States: Precision, Uncertainty, and Politics*, Lexington Books.

Brück, T. und A. Stephan (2006), »Do Eurozone Countries Cheat with their Budget Deficit Forecasts?«, *Kyklos* 59(1), 3–15.

Büttner, T. und B. Kauder (2015), »Political Biases Despite External Expert Participation? An Empirical Analysis of Tax Revenue Forecasts in Germany«, *Public Choice* 164(3-4), 287–307.

Döpke, J. und U. Fritsche (2009), »Zehn Gebote zum Umgang mit Konjunkturprognosen«, *Zeitschrift für Politikberatung* 2, 26–42.

Frankel, J. und J. Schreger (2016), »Bias in official fiscal forecasts: can private forecasts help?«, NBER Working Paper Nr. 22349.

Heinemann, F. (2006), »Planning or Propaganda? An Evaluation of Germany's Medium-term Budgetary Planning«, *FinanzArchiv* 62(4), 551–578.

Jochimsen, B. und R. Lehmann (2017), »On the political economy of national tax revenue forecasts – Evidence from OECD countries«, *Public Choice*, Im Erscheinen.

Newey, W.K. und K.D. West (1987), »A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix«, *Econometrica* 55(3), 703–708.