

Eine länderbasierte Prognose zur Bundestagswahl 2017

Leininger, Arndt; Kayser, Mark Andreas

Preprint / Preprint

Zeitschriftenartikel / journal article

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Leininger, A., & Kayser, M. A. (2017). Eine länderbasierte Prognose zur Bundestagswahl 2017. *Politische Vierteljahresschrift*, 58(3), 407-417. <https://doi.org/10.5771/0032-3470-2017-3-407>

Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer Deposit-Lizenz (Keine Weiterverbreitung - keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

gesis
Leibniz-Institut
für Sozialwissenschaften

Terms of use:

This document is made available under Deposit Licence (No Redistribution - no modifications). We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document. This document is solely intended for your personal, non-commercial use. All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.

By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.

Mitglied der

Leibniz-Gemeinschaft

Eine länderbasierte Prognose zur Bundestagswahl 2017

Arndt Leininger und Mark A. Kayser

A Länder-based Forecast of the 2017 German Bundestag Election

Abstract: When elections are distant, polls are poor predictors. Too few voters are paying attention and too much can change before election day. Structural models can establish baseline expectations but suffer from high uncertainty and underspecification imposed by small samples. We present an early forecast of the 2017 Bundestag election results for individual parties that leverages economic and political data as well as state parliament (Landtag) election results in the German states (Länder) to sidestep these shortcomings. A linear random effects model provides our estimates. Länder elections are dispersed over the calendar and offer the advantage of capturing both actual voter preferences and new political issues. We argue that this approach offers a promising method for early forecasts when polls are not informative.

Stichworte: Wahlen, Prognosen, Parteien, Deutschland

Keyword: Elections, forecasting, parties, Germany

1. Einleitung¹

Im Gegensatz zu den USA und einigen anderen föderalen Staaten sind die Wahlen auf Landesebene in Deutschland über den Kalender verstreut. Jede dieser Wahlen zieht bundesweit Aufmerksamkeit auf sich und kann als Gradmesser der Wählerunterstützung angesehen werden. Dies gilt nicht nur für die jeweilige Landesregierung, sondern ebenso für die Bundesregierung in Berlin. Wir nutzen diese subnationalen Wahlen, um auf Basis eines strukturellen Modells eine Prognose für die Bundestagswahl 2017 zu erstellen. Damit testen wir nicht nur die tatsächliche Vorhersagekraft von Landtags- für Bundestagswahlen, sondern

¹ Wir bedanken uns ganz herzlich bei Julian Frinken, Markus Hembes, Thorsten Faas, Robert Welz sowie den Teilnehmerinnen und Teilnehmern der Tagung der Sektion Methoden der DVPW für sehr hilfreiche Kommentare und Hinweise. Alle möglicherweise verbleibenden Fehler sind natürlich allein den Autoren zuzuschreiben.

liefern zudem einen Ansatz mit dem sich zwei häufige Probleme struktureller Modelle umgehen lassen: einerseits die geringe Größe der Stichproben aufgrund der begrenzten Anzahl vorangegangener Wahlen und andererseits deren Unvermögen, Veränderungen zu erfassen, die im Zeitraum nach der vorigen nationalen Wahl aufgetreten sind.

Durch die Verwendung der Ergebnisse von Landtagswahlen werden diese beiden Mängel zumindest teilweise behoben. Denn zum einen erhöht sich die Anzahl der Beobachtungen um das 16-fache und zum anderen werden Informationen zugänglich, die zeitlich näher an der betreffenden Bundestagswahl liegen. Es mag zwar sein, dass Wahlumfragen und deren Aggregation den Ausgang der Wahlen kurz vor ihrem Stattfinden präziser vorhersagen können, mit zunehmendem zeitlichen Abstand zur Wahl und steigendem Desinteresse der Wähler gegenüber den politischen Parteien und deren Inhalten verringert sich diese Überlegenheit jedoch, bis sie sich schließlich in ihr Gegenteil verkehrt (Erikson u. Wlezien 2012, 2014). Strukturelle Modelle sind nicht nur bessere Prädiktoren, wenn die Wahl, deren Ausgang prognostiziert werden soll, zeitlich noch weit entfernt ist. Sie haben zudem den Vorteil, dass sie tatsächliche Prognosen erlauben. Obwohl Wahlumfragen und deren Aggregation in der Öffentlichkeit häufig als Prognosen wahrgenommen werden (Blumenthal 2014), handelt es sich bei ihnen eher um prinzipiell vergängliche Momentaufnahmen. Unsere Prognose, die wir Mitte Mai 2017 für die Wahl am 24. September abgaben, wird womöglich weiter von dem tatsächlichen Wahlergebnis abweichen als Umfragen, die kurz vor dem Wahltag durchgeführt werden. Dieser Umstand sollte jedoch keinen Zweifel daran aufkommen lassen, dass Strukturmodelle auch dann noch von Wert sind, wenn eine Wahl kurz bevorsteht. Denn da strukturelle Modelle im Gegensatz zu Umfragen theoriebasiert sind und auf historischen Daten beruhen, erfüllen sie die wichtige Funktion, Erwartungen aufzustellen, mit denen die tatsächlichen Resultate schließlich verglichen werden können. Durch die Schätzung eines Prognosemodells auf Grundlage des Zusammenhangs zwischen vorangegangenen Wahlen und Kovariaten sagen Strukturmodelle im Kern voraus, wie ein durchschnittlicher Kandidat mit einer durchschnittlichen Kampagne und Opposition in der prognostizierten Wahl abschneiden wird. Eine solche Erwartung stellen wir im Folgenden, basierend auf jüngsten Landtagswahlergebnissen, dem erwarteten Niveau des Wirtschaftswachstums im Quartal vor der Wahl, sowie aufgrund weiterer struktureller Informationen, auf. Somit setzt unser Modell einen Erwartungswert, vor dessen Hintergrund das Abschneiden der Parteien bewertet werden kann.

Während wir durch das Aufstellen von Erwartungswerten zunächst zum Verständnis der Bundestagswahlen 2017 beitragen, argumentieren wir zudem, dass unser Modell zwei

Beiträge zur wissenschaftlichen Literatur über Wahlprognosen leistet. Der erste besteht darin, dass wir, soweit uns bekannt ist, die erste Prognose für nationale Wahlen abgeben, die auf Daten der Landesebene beruht.² Genauer: Wir verwenden neben anderen Kovariaten Resultate von Landtagswahlen, um damit ein Modell zur Prognostizierung der Bundestagswahlergebnisse aller Parteien in jedem der Bundesländer bei allen nationalen Wahlen seit 1961 zu schätzen. Anschließend rechnen wir den prognostizierten Stimmanteil auf Landesebene unter Berücksichtigung der Wahlbeteiligung in absolute Stimmen um und aggregieren diese auf die Bundesebene hoch. Schon allein dieser Test trägt dazu bei, eine empirische Frage zu klären, die in den Medien hierzulande häufig aufgeworfen wird: Wie präzise sagen Wahlergebnisse auf Landesebene künftige Wahlen auf nationaler Ebene voraus?

Zudem gibt es eine Reihe von Gründen, die eine Analyse der Landesebene zum Zweck der Prognostizierung der Bundestagswahl sinnvoll erscheinen lassen. Zunächst stützt uns ein solches Vorgehen mit mehr Beobachtungen aus, welche wiederum mehr Variablen in unseren Modellen stützen und dennoch das Verhältnis von Variablen zu Beobachtungen verringern. Damit vermindert sich die Gefahr einer Überanpassung des Modells an die Daten. Des Weiteren liefern mehr Beobachtungen auch mehr Informationen. Dies ist insbesondere dann der Fall, wenn die Wahlen über den Kalender verstreut stattfinden und deshalb Geschehnisse aufgreifen können, die zu einem Zeitpunkt nach der letzten Bundestagswahl stattgefunden haben.³ Sicherlich sind dazu auch Umfragedaten, wie etwa zur Parteiidentifikation (Kayser u. Leininger 2016) oder zur Popularität der Kanzlerin oder des Kanzlers (Norpoth u. Gschwend 2013) bis zu einem gewissen Grad in der Lage. Im Gegensatz zu flüchtigen Meinungsumfragen spiegeln die zusätzlich aus den Landtagswahlen gewonnenen Informationen jedoch das tatsächliche statt hypothetische Wahlverhalten von Befragten wider.

² Einige Wissenschaftler haben bereits aus den gleichen Gründen, die auch wir anführen, für andere Staaten als Deutschland subnationale Daten verwendet, um Wahlergebnisse auf nationaler Ebene zu prognostizieren. Dies gilt vor allem für Präsidentschaftswahlen in den USA (beispielsweise Campbell 1992; Jérôme u. Jérôme-Speziaer 2012; Linzer 2013), aber auch für Wahlen in Großbritannien (Rallings u. Thrasher 1999). Im Falle Deutschlands besteht jedoch sowohl der Vorteil von verstreut datierten Wahlen, als auch dem der kollektiven geografischen Abdeckung des gesamten Bundesgebietes.

³ Als ein Beispiel hierfür kann die Nuklearkatastrophe in Fukushima am 11. März 2011 – mitten in der 17. Legislaturperiode – genannt werden. Sie hatte einen starken und, wie wir mittlerweile wissen, dauerhaften Anstieg der Popularität der Grünen in Baden-Württemberg zur Folge. Bündnis 90/Die Grünen erzielten bei der Landtagswahl 2011 das zweitbeste Stimmergebnis und stellen seitdem den Ministerpräsidenten.

Wie Umfrage- und Prognoseaggregatoren zeigen, ist der Prognosefehler eines Durchschnitts mehrerer Vorhersagen (in unserem Fall mehrerer Landesprognosen) oftmals kleiner als der die Abweichung der einzelnen Prognosen vom tatsächlichen Ergebnis (Graefe 2015). Dies gilt insbesondere dann, wenn Landtagswahlen zu verschiedenen Zeiten stattfinden und damit weniger anfällig für korrelierte Fehler sind.

Unser zweiter Beitrag zur Literatur besteht in der Anwendung eines Mehrebenenmodells, welches die Wahlergebnisse für jede Partei in jedem Bundesland vorhersagt. Unsere Entscheidung für ein solches Modell gründet in der Erkenntnis, dass ein simpleres Modell mit einer Prognose des Stimmanteils der scheidenden Regierung von geringem Interesse wäre, wenn diese, wie es im Jahr 2017 der Fall ist, eine Große Koalition ist. Wir sind allerdings nicht die Ersten, die Stimmanteile für die einzelnen Parteien in einer deutschen Wahl prognostizieren. So haben beispielsweise Jérôme et al. (2013) bereits ein SUR-Modell („Seemingly Unrelated Regression“) mit mehreren Schätzgleichungen angewendet. Unser Modell fügt dem jedoch den Vorzug hinzu, dass Schätzungen für mehrere Parteien in jeweils allen Bundesländern abgegeben werden.

Im vergangenen bundesdeutschen Wahlzyklus von 2013 rückten bis dato vernachlässigte Ansätze zur Prognose erstmals stärker in den Vordergrund. Norpoth und Gschwends (2013) wegweisendes Kanzlermodell wurde sowohl durch Strukturmodelle ergänzt, welche die deutsche Wirtschaftsleistung in Bezug zur Wirtschaftsleistung der nächstgrößten Volkswirtschaften Großbritannien, Frankreich und Italien setzen (Kayser u. Leininger 2016), als auch durch Mehrfachgleichungsmodelle, die den Stimmanteil einer jeden Partei prognostizieren (Jérôme et al. 2013; Selb u. Munzert 2016), sowie weiteren Hybridformen von Prognosemethoden (beispielsweise Graefe 2015, Küntzler 2017). Es ist zu hoffen, dass die aktuelle Wahlperiode ähnliche Innovationen hervorbringen wird.

2. Das Modell

Wir haben die Daten der Ergebnisse aller Bundes- und Landtagswahlen seit 1961 zusammengetragen. Damit erhalten wir einen Panel-Datensatz, in dem das Ergebnis einer Partei in einer Bundestagswahl in einem der 16 Bundesländer die Beobachtungseinheit bildet. Die Paneldaten sind unbalanciert, da in den vergangenen Jahren nicht alle Parteien zu allen

Wahlen und in allen Bundesländern angetreten sind.⁴ Wir fokussieren uns daher auf die Parteien *CDU/CSU*, *SPD*, *FDP*, *Bündnis 90/Die Grünen*, *Die Linke/PDS* und eine Residualkategorie *Sonstige*. Um die Stimmanteile dieser Parteien vorherzusagen, schätzen wir ein lineares Mehrebenenmodell, welches gruppenspezifische Regressionskonstanten („random intercepts“) für Staaten und Parteien beinhaltet. Diese modellieren wir so, dass wir Parteien als Subebene innerhalb der Länder betrachten.

Unser Modell setzt sich aus den folgenden Variablen zusammen: dem Stimmanteil, den eine Partei bei der vorigen Bundestagswahl erreicht hat, dem Stimmanteil, den sie in der vorangegangenen Landtagswahl erhalten hat, einer Variable, die besagt, ob die Partei zum Zeitpunkt der fraglichen Wahl die Kanzlerin oder den Kanzler stellte, das bundesweite Wachstum des Bruttoinlandsprodukts im Quartal vor der Wahl⁵, die Interaktion dieser beiden Variablen, die Anzahl der Jahre, welche die Kanzlerin oder der Kanzler schon im Amt war, und deren Interaktion mit der Dummy-Variable der Kanzlerpartei.

Die Berücksichtigung des Stimmanteils einer Partei aus der vorherigen Bundestagswahl erlaubt es uns, eine Basiserwartung auf Grundlage des langfristigen Trends des Stimmanteils der Partei zu formulieren. Außerdem dient uns diese Variable als ein Maßstab zur Bewertung der Genauigkeit unseres Modells. Zusätzlich inkludieren wir weitere Variablen, welche dann effektiv Abweichungen von dem auf Basis des vorherigen Stimmanteils erwarteten Trends berücksichtigen. Die Inklusion einer zeitverzögerten Variablen in einem Random-Effects-Modell ist in klassischen Anwendungen nicht unproblematisch, da diese Variable mit dem Random Effect im Fehlerterm korreliert sein wird. Dies betrachten wir für unsere Zwecke als vernachlässigbar, da es uns nicht um die Genauigkeit der Schätzung von Regressionskoeffizienten und Standardfehlern geht. Unser Ziel ist es, die abhängige Variable

⁴ Während *CDU/CSU*, *SPD* und *FDP* in nahezu jeder Bundes- und Landtagswahl in jedem einzelnen Bundesland angetreten sind, wurden *Bündnis 90/Die Grünen* sowie *Die Linke* (vorher: *PDS*) später gegründet. Die Partei *Bündnis 90/Die Grünen* existiert seit 1979 und trat seit 1980 zu allen bundesweiten und den meisten landesweiten Wahlen an. *Die Linke*, im Dezember 1989 als *PDS* gegründet, trat seitdem zu allen Bundestags- und zu Landtagswahlen in Ostdeutschland an. Nach dem Zusammenschluss mit der *WASG* und der Umbenennung in *Die Linke* nahm sie zudem auch an allen westdeutschen Landtagswahlen teil.

⁵ Einige Befunde deuten darauf hin, dass zu diesem Zeitpunkt aktuelle Schätzungen der Wirtschaftsleistung, möglicherweise aufgrund ihrer höheren Medienpräsenz im Vergleich zu nachträglich überarbeiteten Zahlen, die Wahlprognose verbessern können (Kayser u. Leininger 2015). Zeit- und Datenbeschränkungen hindern uns allerdings daran, auf diese zurückzugreifen.

möglichst akkurat vorherzusagen. Wesentliches Maß hierfür ist die Genauigkeit der „Out-of-sample“-Prognosen, nicht die statistische Signifikanz der einzelnen Prädiktoren.

Zusätzlich beziehen wir auch den Stimmanteil einer Partei bei den vorangegangenen Landtagswahlen in unser Modell mit ein. Diesen modellieren wir als „random slope“, um der Möglichkeit Rechnung zu tragen, dass die Korrelation zwischen Landtags- und Bundestagswahlen zwischen den Ländern variiert. Landesspezifische Fragen spielen zwar während der Wahlkämpfe eine große Rolle – so sind häufig erhebliche Unterschiede zwischen den Ergebnissen einer Partei auf Landes- und auf Bundesebene auszumachen – allerdings verringern sich diese, sobald man, wie hier geschehen, die bundesweiten Stimmanteile in jedem Bundesland prognostiziert. Nichtsdestotrotz gelten Stimmanteile in Landtagswahlen als ein Thermometer für die Popularität der Bundesregierung und der Oppositionsparteien auf Bundesebene. Dies gilt umso mehr, wenn eine Bundestagswahl unmittelbar bevorsteht. Aus diesem Grund kann es sinnvoll sein, die Daten auf Basis des zeitlichen Abstands der Landtagswahl zur Bundestagswahl zu gewichten. Wir schätzen zwei minimal unterschiedliche Varianten unseres Modells. In der zweiten Variante gewichten wir Beobachtungen stärker, die eine besonders nah vor einer Bundestagswahl liegende Landtagswahl repräsentieren.

Tabelle 1: Zwei Mehrebenenmodelle zur Prognose der Stimmanteile der CDU/CSU, SPD, FDP, Die Linke, Bündnis 90/Die Grünen sowie Sonstiger

| | (1) Ungewichtet | (2) Gewichtet |
|------------------------------|----------------------|----------------------|
| Stimmanteil _{t-1} | 0,541*** (0,0279) | 0,0995* (0,0434) |
| Stimmanteil in Landtagswahl | 0,382*** (0,0246) | 0,468*** (0,0736) |
| Kanzlerpartei | 4,729*** (0,681) | 8,695*** (1,008) |
| BIP-Wachstum | -0,00999 (0,0419) | -0,0457 (0,0269) |
| Kanzlerpartei × BIP-Wachstum | 0,249** (0,0937) | 0,554** (0,185) |
| Jahre in der Regierung | 0,0570 | 0,105* |

| | | |
|---|-----------------------|----------------------|
| | (0,0347) | (0,0453) |
| Kanzlerpartei × Jahre in der Regierung | -0,399*** (0,0769) | -0,682*** (0,145) |
| Konstante | 0,561 (0,332) | 6,015*** (0,988) |
| σ Bundesland: Stimmanteil in Landtagswahl | 4,31e-09 (,) | 0,222*** (0,0545) |
| σ Bundesland: Konstante | 6,29e-08 (,) | 2,749** (1,074) |
| σ Partei × Bundesland: Konstante | 0,393 (,) | 6,349*** (0,938) |
| σ Residuale | 3,828 (,) | 2,401*** (0,261) |
| <i>N</i> | 872 | 872 |

Anmerkung: Modell (2) ist so gewichtet, dass Landtagswahlen, die zeitlich näher an einer Bundestagswahl liegen, mehr Einfluss haben. Standardfehler sind in Klammern. σ bezeichnet die Varianzen der Random Intercepts und Coefficients. * ($p < 0.05$), ** ($p < 0.01$), *** ($p < 0.001$).

Quelle: eigene Berechnung.

Wir kodieren zudem eine Dummy-Variable, die angibt, ob die amtierende Kanzlerin oder der amtierende Kanzler der jeweiligen Partei angehört. Für die unterschiedlichen Wahlperioden ist die Variable folglich also entweder für die *CDU/CSU* oder die *SPD* gleich eins. Weiterhin inkludieren wir die saisonbereinigte Wachstumsrate des BIP für das der Wahl vorangegangene Quartal im Vergleich zu demselben Quartal des vorigen Jahres.⁶ In der Economic-Voting-Literatur gilt das Wirtschaftswachstum als wichtigste Variable. Es wurde schon zuvor erfolgreich zur Prognose bundesdeutscher Wahlen herangezogen (beispielsweise als „benchmarked growth“, siehe Kayser u. Leininger 2016). Die Wachstumsrate interagieren wir zudem mit der Dummy-Variable der Kanzlerpartei, da die Verantwortung für den Zustand

⁶ Die Daten des Wirtschaftswachstums von 1961 bis 2016 sind aus der Main Economic Indicators (MEI) database der OECD. Prognosen für 2017 wurden von der Unternehmensberatung Trading Economics bezogen.

der Wirtschaft in erster Linie der Partei des Regierungschefs zugeschrieben wird (Duch et al. 2015). Weiterhin beziehen wir die Anzahl der Jahre mit ein, welche die Kanzlerin oder der Kanzler zum Zeitpunkt der Wahl bereits das Amt bekleidet hat, um dadurch „Cost of Ruling“-Effekte erfassen zu können, die wir mit der Dummy-Variable der Kanzlerpartei verbinden können.

Es sei an dieser Stelle angemerkt, dass es sich bei unserem Modell um ein gänzlich strukturelles Modell handelt, das sich nicht auf umfragebasierte Variablen stützt. Eine kleine Ausnahme müssen wir lediglich bezüglich des Stimmanteils bei den Landtagswahlen machen: Aufgrund der unterschiedlichen Dauer der Legislaturperioden auf Bundes- und Landesebene⁷ und der vier vorgezogenen Bundestagswahlen⁸ findet in vereinzelt Fällen in wenigen Bundesländern keine Landtagswahl zwischen zwei Bundestagswahlen statt. Falls entsprechende Daten verfügbar sind, rechnen wir für diesen Fall mit Umfrageresultaten, die auf Landesebene mindestens sechs Monate vor der jeweiligen Bundestagswahl erhoben wurden.

3. Unsere Prognose

In einem linearen Mehrebenenmodell regressieren wir den Stimmanteil der fünf Parteien *CDU/CSU*, *SPD*, *FDP*, *Die Linke/PDS*, *Bündnis 90/Die Grünen* sowie der Residualkategorie *Sonstige* auf unsere erklärenden Variablen. Mittels der so geschätzten Gleichung können wir unter Einsetzung aktueller Werte für die erklärenden Variablen unsere Prognose für 2017 berechnen. Wir schätzen zwei Modelle, ein ungewichtetes und ein gewichtetes. Beide sind in Tabelle 1 dargestellt. Das zweite Modell gewichtet Landtagswahlen, die zeitlich näher an den Bundestagswahlen liegen höher, um dadurch spät stattfindende Ereignisse stärker in die Prognose einbeziehen zu können.

Alle Koeffizienten tragen das erwartete Vorzeichen. Es existiert eine starke positive Korrelation im Stimmanteil einer Partei über die Zeit hinweg. Dasselbe gilt für solche

⁷ Die Dauer der Legislaturperiode beträgt auf Bundesebene vier Jahre, während es auf Landesebene in nahezu allen Bundesländern fünf Jahre sind.

⁸ Die Wiederwahl Willy Brandts von 1972, die aufgrund eines verlorenen Misstrauensvotums vorgezogen wurde; die Wahl von Helmut Kohl zum Kanzler 1983, nachdem Helmut Schmidt durch ein Misstrauensvotum seines Amtes enthoben wurde; die Neuwahlen nach der Wiedervereinigung 1990; die vorgezogenen Wahlen von 2005, denen ein verlorenes Misstrauensvotum Gerhard Schröders vorausging.

Landtagswahlen, die zwischen zwei Bundestagswahlen liegen. Ein starker positiver Koeffizient auf der Dummy-Variable der Kanzlerpartei spiegelt lediglich die Tatsache wider, dass der Kanzler oder die Kanzlerin in Deutschland stets von einer der beiden großen Parteien gestellt wird. Zusätzlich könnte dies aber auch einen Amstsinhaberbonus darstellen. Der Koeffizient des BIP-Wachstums hängt vom Status einer Partei ab: Wie erwartet, gibt es keine Verbindung zwischen Wirtschaftswachstum und dem Stimmanteil einer Partei, wenn diese nicht die Bundesregierung anführt. Wenn eine Partei jedoch an der Spitze der Regierung steht, dann ist der erwartete positive Zusammenhang gegeben. Die Länge der Amtszeit eines amtierenden Kanzlers oder einer Kanzlerin hat im Großen und Ganzen keine Vorhersagekraft für den Stimmanteil einer Oppositionspartei. Allerdings ist der Koeffizient der Jahre im Amt signifikant negativ für die Partei des Amtsinhabers, was den erwarteten „Cost of Ruling“-Effekt darstellt.

Tabelle 2: Prognosen für die fünf großen Parteien und eine Residualkategorie – *Sonstige* (beinhaltet die *AfD*) – basierend auf den Modellen ohne und mit Gewichtung

| | Prognose (ohne Gewichtung) | Prognose (mit Gewichtung) | Prä-Schulz- Umfrage | Umfragen Mai 2017 |
|------------------------------|-------------------------------|------------------------------|------------------------|----------------------|
| CDU/CSU | 36,8 [34,2; 39,9] | 35,1 [31,6; 39,0] | 36 | 37,4 |
| SPD | 24,4 [22,4; 26,9] | 26,1 [22,5; 29,7] | 21 | 27,1 |
| Die Linke | 8,5 [5,7; 11,0] | 9,2 [6,0; 12,5] | 9 | 8,4 |
| Bündnis 90/Die Grünen | 10,4 [7,9; 12,7] | 10,5 [6,6; 13,8] | 10 | 7,0 |
| FDP | 6,6 [4,2; 8,8] | 8,7 [5,0; 12,0] | 6 | 7,9 |
| Sonstige | 13,2 [10,8; 15,7] | 10,5 [7,1; 14,1] | 18 | 12,2 |

Anmerkungen: Simulationsbasierte 95 %-Prognoseintervalle sind in eckigen Klammern. Spalten 4 und 5 zeigen jeweils durchschnittliche Werte von Umfragen zur Zeit unseres Entwurfs (31. Mai 2017) und die letzte Umfrage der *Forschungsgruppe Wahlen*, bevor die *SPD* Martin Schulz als ihren Kanzlerkandidaten verkündet hat (14. Januar 2017).

Quelle: eigene Berechnung.

Fügen wir die Werte von 2017 für unsere erklärenden Variablen in die Gleichung ein, so erhalten wir Prognosen für alle Parteien und für alle 16 Bundesländer. Diese Länderdaten aggregieren wir dann auf Bundesebene hoch, um zu einer Schätzung der bundesweiten Stimmenverteilung zu gelangen, welche letztlich das Kräftegleichgewicht im Bundestag bestimmt. Um Unterschiede in den Größen der Wählerschaften und den Höhen der

Wahlbeteiligungen zwischen den Ländern zu berücksichtigen, übersetzen wir den Stimmanteil einer Partei in einem Bundesland in absolute Stimmenanzahlen. Dies geschieht, indem wir eine vom Bundeswahlleiter veröffentlichte aktuelle Schätzung der Größe der jeweiligen Wählerschaft mit den erwarteten Stimmanteilen und der erwarteten Wahlbeteiligung in jedem Bundesland multiplizieren. Letzteres wird in einem separaten Modell geschätzt.⁹ Anschließend addieren wir die absoluten Stimmenanzahlen der Parteien über alle Bundesländer hinweg auf und rechnen diese dann wieder in Prozentwerte um. Damit gelangen wir zu einer Schätzung des bundesweiten Stimmanteils für jede Partei. Um die Unsicherheit einzubeziehen, die mit den Schätzungen der Stimmanteile und der Wahlbeteiligung einhergeht, simulieren wir eine Vielzahl von Vorhersagen für beide Modelle, fügen diese zusammen und aggregieren sie über die simulierten Daten, um 95-prozentige Prognoseintervalle bereitzustellen.

Tabelle 2 bildet unsere Prognosen ab. In beiden Modellen behält die *CDU/CSU* die Mehrheit. Jedoch verliert sie im Vergleich zu ihrem Abschneiden bei den Wahlen 2013 mindestens 5 Prozentpunkte.¹⁰ Basierend auf unserem Modell erwarten wir weiterhin, dass die *SPD* mit etwa 25 bis 27 Prozent der Stimmen abschneidet, was etwa ihrem Ergebnis der vorherigen Wahl entspricht. Dies stellt außerdem eine Verbesserung gegenüber solchen Umfragewerten dar, die vor der Ernennung von Martin Schulz zum Kanzlerkandidaten erzielt wurden. Zugleich legt unsere Prognose den Schluss nahe, dass aktuelle Umfragen die Unterstützung für die *SPD* überbewerten. Die Prognosen für *Die Linke* und *Bündnis 90/Die Grünen* sind in beiden Modellen verhältnismäßig stabil. Im gewichteten Modell erwarten wir ein stärkeres Abschneiden der *FDP* und ein schlechteres Resultat der Residualkategorie *Sonstige*. Das ist insofern nicht verwunderlich, als dass die Ergebnisse dieser beiden in vergangenen Bundestagswahlen recht volatil waren.

Tabelle 3: Parteispezifische und Gesamtprognosefehler – basierend auf „Out-of-sample“-Prognosen der Bundestagswahlen von 1998–2013

⁹ Wir verwenden ein lineares Mehrebenenmodell unter Einbeziehung früherer Wahlbeteiligungen, landesspezifischer Entwicklungen und fester Effekte, um das Niveau der Wahlbeteiligung für ein Bundesland im Jahr 2017 zu prognostizieren.

¹⁰ Die Ergebnisse der Bundestagswahl 2013 lauteten wie folgt: *CDU/CSU*: 41,5 %, *SPD*: 25,7 %, *Die Linke*: 8,6 %, *Bündnis 90/Die Grünen*: 8,4 %, *FDP*: 4,8 %, *Andere*: 10,9 %.

| Partei | Prognose (ungewichtet) | | Prognose (gewichtet) | | Vorheriger Stimmanteil | | Durchschnittlicher Stimmanteil | |
|------------------------------|---------------------------|-----|-------------------------|-----|---------------------------|-----|-----------------------------------|-----|
| | MAE | RMS | MAE | RMS | MAE | RMS | MAE | RMS |
| Bundesebene | | | | | | | | |
| CDU/CSU | 4,2 | 5,0 | 3,4 | 3,8 | 4,4 | 5,0 | 7,2 | 8,0 |
| SPD | 3,4 | 5,2 | 2,8 | 3,6 | 5,0 | 6,0 | 7,2 | 9,4 |
| Die Linke/PDS | 2,2 | 2,7 | 1,6 | 1,9 | 2,6 | 3,0 | 3,2 | 4,0 |
| Bündnis 90/Die Grünen | 1,6 | 1,9 | 1,8 | 1,9 | 1,5 | 1,8 | 2,6 | 2,8 |
| FDP | 2,8 | 3,8 | 2,5 | 2,8 | 3,8 | 5,0 | 3,1 | 3,6 |
| Sonstige | 2,0 | 2,3 | 1,5 | 2,2 | 2,6 | 2,9 | 2,9 | 3,9 |
| Insgesamt | 2,7 | 3,7 | 2,3 | 2,8 | 3,3 | 4,2 | 4,4 | 5,8 |
| Länderebene | | | | | | | | |
| Insgesamt | 3,6 | 4,8 | 2,9 | 3,9 | 3,6 | 4,9 | 4,6 | 6,1 |

Anmerkungen: Der mittlere absolute Prognosefehler („Mean Absolute Error“ [MAE]) und der „Root Mean Squared Error“ (RMSE) des ungewichteten und des gewichteten Modells werden mit zwei "naiven" Prognosen verglichen: Die eine prognostiziert den Stimmanteil auf Basis des bei der letzten Wahl erreichten Stimmanteils, die zweite sagt diesen unter Berücksichtigung aller bislang erreichten Stimmanteile voraus.

Quelle: eigene Berechnungen.

Als Haupttest der Validität unseres Modells werden die Resultate der Bundestagswahl 2017 dienen. Die Prognosevalidität eines solchen Modells, wie es hier zur Anwendung kommt, beruht im Kern auf dessen Fähigkeit, Ergebnisse von Wahlen vorherzusagen, die nicht selbst Teil dessen Stichprobe sind. Als wir unser Modell Anfang 2017 anfertigten, führten wir zur Überprüfung der Vorhersagekraft unseres Modells daher synthetische „Out-of-sample“-Prognosen durch.

Dazu schätzen wir unser Modell mit einem reduzierten Satz von Wahlen bis ausschließlich der Bundestagswahl von 1998. Anschließend wiederholen wir dies für alle weiteren Wahlen bis 2013. Für diese fünf Perioden vergleichen wir unsere Prognosen dann mit den tatsächlichen Resultaten. Den Prognosefehler, also die Abweichung zwischen Vorhersage und tatsächlichem Wahlergebnis, fassen wir als „Mean Absolute Error“ (MAE) und „Root Mean Squared Error“ (RMSE) innerhalb der einzelnen Parteien und über die Parteien hinweg zusammen (siehe Tabelle 3). Dies zeigt uns, welchen Genauigkeitsgrad wir in etwa für unsere Prognose der Bundestagswahl 2017 erwarten können. Außerdem vergleichen wir unser Regressionsmodell mit weitaus simpleren Prognosen. Die erste davon bedient sich als Basis

ihrer Vorhersage des Stimmanteils, den eine Partei in der vorangegangenen Wahl erlangt hat, während bei der zweiten der Durchschnitt der Resultate einer Partei in allen bisherigen Bundestagswahlen seit 1961 herangezogen wird. Es wird ersichtlich, dass unser Modell deutlich besser abschneidet als diese naiven ‚Benchmarks‘. Dies gilt für alle Fälle bis auf eine einzige Partei und einen speziellen Benchmark: So lässt sich das Ergebnis von *Bündnis 90/Die Grünen* etwas besser durch ihre zuvor erlangten Resultate vorhersagen als durch unser Modell. Dem aufmerksamen Leser könnten zudem die Vorzüge des Aggregierens von Länderdaten hoch zur Bundesebene aufgefallen sein: Für alle Prognosemethoden gilt, dass die Fehler auf Bundesebene durchweg erheblich kleiner sind als für Prognosen auf Landesebene. Diese Prognosen stellen zum jetzigen Zeitpunkt die aus unserer Sicht bestmöglich theoretisch wie empirisch abgesicherten Vorhersagen des Ausgangs der Bundestagswahl 2017 dar. Wahrscheinlich wird unsere Prognose, welche wir etwa vier Monate vor der Wahl abgeben und nicht mehr anpassen werden, womöglich weiter von dem tatsächlichen Wahlergebnis abweichen als Umfragen, die kurz vor dem Wahltag durchgeführt werden. Nichtsdestotrotz bietet unsere Prognose auch dann einen echten Mehrwert gegenüber Umfragen. Mittels unseres theoretisch motivierten Prognosemodells auf Grundlage des Zusammenhangs zwischen vorangegangenen Wahlen und politischer wie ökonomischer Faktoren sagen wir im Grunde voraus, wie ein durchschnittlicher Kandidat mit einer durchschnittlichen Kampagne und Opposition in der prognostizierten Wahl abschneiden wird. Somit setzt unser Modell einen Erwartungswert, vor dessen Hintergrund das tatsächliche Abschneiden der Parteien bewertet und die Wahl eingeordnet werden kann – sowohl für die Bundes- als auch für die Landesebene.

Literatur

- Blumenthal, Mark. 2014. Polls, forecasts, and aggregators. *Political Science and Politics* 47(02): 297–300. DOI: 10.1017/S1049096514000055.
- Campbell, James E. 1992. Forecasting the Presidential Vote in the States. *American Journal of Political Science* 36(2): 386–407. DOI: 10.2307/2111483.
- Duch, Raymond, Wojtek Przepiorka, und Randolph Stevenson. 2015. Responsibility attribution for collective decision makers. *American Journal of Political Science* 59(2): 372–389. DOI: 10.1111/ajps.12140.

- Erikson, Robert S., und Christopher Wlezien. 2012. *The timeline of presidential elections: How campaigns do (and do not) matter*. Chicago, IL: University of Chicago Press.
- Erikson, Robert S., und Christopher Wlezien. 2014. Forecasting US presidential elections using economic and noneconomic fundamentals. *Political Science and Politics* 47(02): 313–316. DOI: 10.1017/S1049096514000092.
- Graefe, Andreas. 2015. German election forecasting: Comparing and combining methods for 2013. *German Politics* 24(2): 195–204. DOI: 10.1080/09644008.2015.1024240.
- Jerôme, Bruno, und Véronique Jérôme-Speziari. 2012. Forecasting the 2012 US presidential election: Lessons from a state-by-state political economy model. *Political Science and Politics* 45(4): 663–668. DOI: 10.1017/S1049096512000972.
- Jérôme, Bruno, Véronique Jérôme-Speziari, und Michael S. Lewis-Beck. 2013. A political-economy forecast for the 2013 German elections: who to rule with Angela Merkel? *Political Science and Politics* 46(3): 479–480. DOI: 10.1017/S1049096513000814.
- Kayser, Mark A., und Arndt Leininger. 2015. Vintage errors: do real-time economic data improve election forecasts? *Research and Politics* 2(3). DOI: 10.1177/2053168015589624.
- Kayser, Mark A. und Arndt Leininger. 2016. A Predictive Test of Voters' Economic Benchmarking: The 2013 German Bundestag Election. *German Politics* 25(1): 106–130. DOI: 10.1080/09644008.2015.1129531.
- Küntzler, Theresa. 2017. Using Data Combination of Fundamental Variable-Based Forecasts and Poll-Based Forecasts to Predict the 2013 German Election. *German Politics*: 1–19, published online first. DOI: 10.1080/09644008.2017.1280781.
- Linzer, Drew A. 2013. Dynamic Bayesian forecasting of presidential elections in the States. *Journal of the American Statistical Association* 108(501): 124–134.
- Norpoth, Helmut, und Thomas Gschwend. 2013. Chancellor model picks Merkel in 2013 German election. *Political Science and Politics* 46(03): 481–482. DOI: 10.1017/S1049096513000802.
- Rallings, Colin, und Michael Thrasher. 1999. Local votes, national forecasts-using local government by-elections in Britain to estimate party support. *International Journal of Forecasting* 15(2): 153–162. DOI: 10.1016/S0169-2070(98)00062-4.
- Selb, Peter, und Simon Munzert. 2016. Forecasting the 2013 German Bundestag Election Using Many Polls and Historical Election Results. *German Politics* 25(1): 73–83.

Autorenangaben

Arndt Leininger, PhD
Universität Mainz
Jakob Welter-Weg 12
55128 Mainz
E-Mail: leininger@politik.uni-mainz.de

Prof. Mark A. Kayser, PhD
Professor für Angewandte Methoden und Vergleichende Politikwissenschaft
Hertie School of Governance
Friedrichstraße 180
10117 Berlin
E-Mail: kayser@hertie-school.org